دكتور مصطفى حسين باهى دكتور محمود عبد الفتاح عنان

النظرية - التطبيق



معامارت الارتباط

المقاييس اللامعلمية

النظرية - التطبيق

دكتور/ مصطفى حسين باهى أستاذ علم نفس الرياضية جامعة المنيا

دكتور/محمود عبد الفتاح عنان أستاذ علم نفس الرياضية جامعة حلوان

الطبعة الأولى



مكتبة الأنجلو المصرية ١٦٥ شارع محمد فريد - القاهرة

اسم الكتساب: معامنات الارتباط والمقاييس اللامعلميه

المسيق ، دمصطفى حسين باهي، دمحمود عبدالفتاح

الناشير: مكتبة الأنجلو المصرية

الطبياعية : مطبعة أبناءوهبه حسان

رقم الإيداع: ١٥١٩٢ لسنة ٢٠٠١

الترقيم النولى: 1 -1861 - 05 -977 : I.S.B.N

إهداء

إلى كل من علمنا الإحصاء وتطبيقاتها

إلى كل زملاء المهنة من مختلف مستوياتهم

إلى الباحثين والدارسين

			1
			1
			1
		1	
			ì
+			
			+
			1
			1
			197
			1
			,

مقدمة

ورد ذكر علم الإحصاء في القرآن الكريم بالغرض الذي يستخدم فيه الأن وهو الحصر والعد ، مثل قوله تعالى : « وأحاط بما لديهم وأحصى كل شيء عدداً » ، وقوله تعالى « وإن تعدوا نعمت الله لاتحصوها » .

ويعتبرعلم الإحصاء من العلوم التى تحددها نظريات ثابتة ومعروفة ، إلا أنه فى حقيقة الأمر أحد العلوم التطبيقية ، حيث يمكن استخدام الأدوات والطرق الإحصائية فى تحليل الظواهر الطبيعية والاجتماعية والاقتصادية والوقوف على حقيقة تغيرها ، مع دراسة المؤثرات والعوامل التى تحدد شكل وسلوك هذه الظواهر فى المستقبل إلى جانب إمكانية حصر الموارد المتاحة الطبيعية والبشرية ، ثم توجيهها التوجيه الأمثل نحو خطة متكاملة للتنمية الاقتصادية .

ويهدف هذا الكتاب إنتهاج الأساليب التعليمية في كيفية استخدام الطرق الإحصائية ، وخاصة من الناحية التطبيقية وبطريقة ميسرة ، وبالإضافة إلى ذلك هناك هدف تعليمي هو معرفة المفهوم الإحصائي ،الذي يكمن وراء هذه الطرق الإحصائية واختبار البرامج الملائمة ، ثم تفسير نتائج التحليل الإحصائي .

ومن وجهة النظر التعليمية فإن أحسن طريقة لتعلم الطرق الإحصائية هو إجراء الحسابات يدوياً حيث تكتسب خبرة كبيرة في تطبيق الصيغ الإحصائية على البيانات ، ومعرفة الطريقة التي يتم بها معالجة هذه البيانات وهو ما لم تكتسبه بمجرد إدخال البيانات على الحاسب وتشغيلها ، ولكن بعد أن يتم استيعاب المفاهيم الإحصائية ، فإن استخدام الحاسب يجعل من مهمة التحليل الإحصائي عملية بسيطة .

ويتضمن هذا الكتاب المفاهيم والأساليب الإحصائية الشائعة الاستخدام . وبعد دراسة كل أسلوب إحصائى نتطرق إلى دواعي استخدام ذلك الأسلوب ، ثم

الصيغة أو الصيغ الإحصائية التي تستخدم في حسابه ، مع شرح العمليات الحسابية المستخدمة بمثال مبسط مع تفسير ومناقشة نتائجه .

ونورد مجموعة من التدريبات حتى يمكنك تطبيق ما تعلمته على مجموعة من البيانات والأمثلة غير حقيقة ، وتحتوى على مجوعة صغيرة من البيانات أقل كثيراً مما سوف تواجهه في حياتك العملية وإجراء الدراسات والأبحاث العلمية ، وذلك بغرض التبسيط واختصار العمليات الحسابية المطلوبة (راجع كراسة التطبيقات الإحصائية «المؤلف»).

والإحصاء في اللغة هو العد الشامل ، ويوفر لنا علم الإحصاء وسائل لوصف وتلخيص البيانات التي نحصل عليها من خلال الأبحاث ، وفي وضع احتمال الحصول على بيانات عينة أو عينات من مجتمع حقيقي أو افتراضي ، وفي كشف العلاقة بين فئات المقاييس ، وفي إجراء عمليات التنبؤ .

ويمكن تقسيم علم الإحصاء بصفة عامة إلى نوعين:

١ - الإحصاء الوصفى: يمدنا بعدة طرق اتقليل الكميات الكبيرة من البيانات إلى كميات يسهل التعامل معها ووصفها بدقة باستخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقات.

وعموماً فإن البحث في العلوم السلوكية لا يكفى فيه الوصف المجرد للبيانات المأخوذة من عينة أو عدة عينات ، فالعلماء حريصون دائماً على الوصول إلى تعميم النتائج التي يحصلون عليها من العينة على المجتمع الشامل .

وباختصار فإن الإحصاء الوصفى هو طرق إحصائية تستخدم في تلخيص وعرض بيانات العينات أو المجتمعات ،

٢ - الإحصاء التحليلى: ويوفر لنا الوسائل التحليلية لتعميم النتائج ، مثال ذلك إذا كان لدينا عينتان من الطلاب وتم التدريس لهما بطريقتين مختلفتين ، وأسفرت نتائج كل مجموعة في الاختبار النهائي عن قيم مختلفة ، فقد يرجع هذا

الاختلاف إلى تباين الوسائل التعليمية أو إلى عوامل الصدفة .

ومن خلال الإحصاء التحليلي أمكن لنا تحديد احتمال أن هذا الختلاف يرجع إلى الصدفة أكثر منه إلى تأثير الوسائل التعليمية المستخدمة .

وباختصار نجد أن الإحصاء التحليلي هو طرق إحصائية تستخدم في تعميم النتائج بالنظر إلى صفات وخصائص المجتمعات ، إعتماداً في ذلك على بيانات العينات المأخوذة من هذا المجتمع ،

وتتلخص أهداف الإحصاء التحليلي في:

- (أ) تقدير معالم مجهولة عن المجتمع من خلال مشاهدة المقاييس المتحوذة من العينات :
 - . (ب) اختبار فروض الأبحاث متضمنين في ذلك بيانات العينات .

وسوف نعرض لأهم الوسائل التحليلية المستخدمة في هذين الهدفين :

١ - الإحصاء كأداة للبحث: في البداية نؤكد أن الطرق الإحصائية تتعامل مع الأرقام، أما كيف تم الحصول على هذه الأرقام، وماذا تعنى ؟، فإنها تقع على عاتق الباحث ؛ فالنتائج الإحصائية التي لها دلالة لا تنتج إلا من خلال دراسات بحثية تمت بعناية ، هنا في هذه الحالة نعتبر الإحصاء أداة قيمة في هذا البحث .

فالبحث يعرف عموماً بأنه استقصاء مدروس بغرض كشف العلاقات بين الظواهر ، ولابد من اختيار التصميم المناسب للبحث إذا أردنا الوصول إلى نتائج صالحة . ومشروعات الأبحاث في العلوم السلوكية تعتمد بدرجة كبيرة على الطرق الإحصائية في تجميع البيانات وتنظيمها وتحليلها .

وفى الواقع ومع افتراض أن الباحث قد استخدم طرقاً بحثية مناسبة يقوم الإحصاء بغرض تحليل البيانات ، التي توفر الأساس في دعم أو رفض الفروض البحثية للباحث .

٢ – الفروض البحثية للباحث: : إن استخدام الطرق الإحصائية المناسبة يعتبر أمراً حيوياً إذا كانت نتائج البحث سوف يتم تفسيرها بوضوح ودون أى غموض.

وعلى الرغم من أن وظائف الإحصاء الأولية لايمكن أن تظهر دون أن يتم تجميع البيانات ، فإنه من خطأ الباحث أن يتجاهل مهارات ومواهب الإحصائى في تصميم وإدارة دراسات هذا البحث ،

ومن الأهمية بمكان قيام الباحث بوضع الخطط لتنظيم وتلخيص وتحليل البيانات في الوقت نفسه ، الذي يتم فيه تصميم مشروع البحث . وفي حالة عدم إمكان الباحث إنجاز هذه المهمة فإن ذلك يؤدي إلى استخدام طرق غير ملائمة أو غير مناسبة في تجميع البيانات ، وينتج عن ذلك كم بيانات لايمكن تحليله بصورة جيدة ، كما أن عدم استخدام التخطيط الإحصائي الجيد قد يصل بالباحث إلى نتائج غير صحيحة أو مضللة .

وبإيجاز فإن هذا الكتاب يقدم عدداً من الأساليب الإحصائية التي تستخدم بصفة عامة في الدراسات والبحوث ، والتي عن طريقها يمكن أن يحقق الباحث الهدف من البحث ، كما أنه يمكن أن يتحقق من صحة فروضه .

ونرجو من الله سبحانه وتعالى أن يوفقنا في بداية إنتاجنا العلمي إن شاء الله .

القاهرة في ٥١/٩/١٠٠٢

مصطفی باهی محمود عنان

الفصل الأول متغيرات ومستويات القياس

استخدامات معاملات الارتباط

. . . E,

متغيرات ومستويات القياس

أنواع المقاييس الإحصائية:

تعد البيانات الإحصائية المكونات الأساسية التي يستخدمها الباحثون في التحليل الإحصائي ، فالبيان الإحصائي هو قراءة لإحدى مفردات المشاهدات ، ويستخدم تعبير المشاهدة في أوسع نطاق له . فهو قد يمثل نتائج اختبار الطالب أو نتيجة أحد الأحداث أو استفتاء ما « بنعم أو لا» أو الإجابة عن أسئلة مقابلة شخصية أو نتائج تجربة عملية .

ويتم تحويل المشاهدة إلى قيمة عددية تكون ممثلة لها ؛ حتى يمكن الاستفادة منها في الوصف والتحليل الإحصائي ، وعادة تكون نتائج النجربة أو البحث في صورة أعداد تمثل مفردات المشاهدات وتسمى بالبيانات الإحصائية .

فالإجابة الخاصة باستفتاء ما أو تحديد عدد الأهداف التي أحرزها فريق ما، أو أطوال الطلاب في سنة دراسية ما تعتبر كلها بيانات إحصائية ، والأعداد المكونة لفئات البيانات هي تمثيل كمي لما نشاهده أو نستنتجه من خلال المشاهدات ، وهذه الأعداد قد تنتج باستخدام مقاييس متعددة .

وتوفر لنا أساليب القياس طرق لتحويل المشاهدات أو الاستنتاجات إلى قيم عددية ، يمكن الاستفادة منها .

ومن الأمنئة السابقة يجب أن نعلم أنه توجد مقاييس متعددة يمكن إستخدامها لأغراض مختلفة ، فعدد الأهداف التي أحرزها فريق الكرة ، وأطوال الطلاب ، ونتائج التجربة العلمية تم تحديدها بطرق قياس مختلفة .

وهناك مصطلحات معينة تصف السلوك أو خصائص الظواهر المزمع قياسها، وهذه الخصائص تأخذ قيماً مختلفة ، ولذلك تسمى متغيراً ،

مٹال :

إذا أخذنا فئة درجات النكاء أو درجات اختبار لقوة عضلات الذراعين فنستطيع أن نقول إن لدينا درجات عن متغير الذكاء أو درجات اختبار ما ، وإذا قمنا بتحديد نوع كل عضو في مجموعة من الأفراد تم اختيارها فيكون لدينا بيانات عن متغير النوع .

فعناصر اللياقة البدنبة أو الحركية أو قدرة الكتابة على الآلة الكتبة يطلق عليه جُميعاً متغيرات ، وبعض المتغيرات تأخذ قيماً كمية مختلفة ، وبعضها يختلف في نوعيتها ، وعموماً فإن أى خاصية تختلف قيمتها بين أعضاء المجموعة محل القياس تسمى متغيراً.

التعريف ببعض المصطلحات :

السائات :

هي فئة أو أكثر من الأعداد تمثل قراءة المشاهدات أو القياسات المختلفة ،

المتغير :

هو سلوك أو خاصية من الممكن أن تأخذ قيماً مختلفة .

المتغير التابع:

هو النتيجة المتوقع ظهورها بعد معالجة ما ، ومعنى ذلك أنه يتبع أو يعتمد على المعالجة .

المتغير المستقل:

هو المعالجة التي يتوقع أن نحصل منها على نتيجة ما ويعنى ذلك أنه لا يعتمد على الننجة ، والمتغير المستقل في البحث التجريبي هو السبب والمتغير التابع هو التأثير أو المتغير المستقل هو المتغير التابع هو النتيجة ،

السؤال البحثي :

مو السؤال عن العلاقة بين متغيرين أو أكثر ،

الفرض البحثي:

يحدد الإجابة المتوقعة للسؤال البحثى .

وكل من السؤل البحثى والفرض البحثى يحتوى على الأقل على متغير مستقل ومتغير تابع .

التعريف الإجرائي:

يوضح معنى المفهوم أو الفكرة بتحديد الإجراءات التي يجب إستخدامها أو تطبيقها لقياس المفهوم، وهذا النوع من التعريف يعتبر عنصراً أساسياً في الأبحاث عيث إن البيانات يجب أن يتم تجميعها في صورة أحداث ملموسة يمكن ملاحظتها.

والتعريف الإجرائي يشير إلى العمليات ، التي يمكن عن طريقها أن يقيس الباحث مفهوماً ما ،

القرض الإحصائي :

يحدد العلاقة بين المتغيرات في توزيعات المجتمع وله صبيغتان:

(أ) القرض الصغرى :

وهو فرض إحصائى تحت الاختبار ، فعندما يريد الباحث اختبار أى فرض بحثى ، فإن الخطوة الأولى هى كتابة الفرض فى صيغة الفرض الصفرى التى يمكن اختبار صحتها ، ويفترض الفرض الصفرى دائماً أنه لايوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين المجتمعات المتقاربة، ويكتب دائماً فى صيغة عكسية لما يتوقعه الباحث أو يتنبأ به .

(ب) القرض البديل:

هو الفرض الذي يظل قائماً عند رفض الفرض الصنفري ، ويعتبر المقابل المنطقي للفرض الصنفري ،

والفروض الإحصائية إما أن يكون لها اتجاه معين أو ليس لها اتجاه.

فالفرض ذو الإتجاه هو ذلك الذي يحدد إتجاه النتائج المتوقعة ، وهذا النوع

من العبارات المحددة يتخذ عندما يكون لدى الباحث أسباب واضحة لتوقع علاقة معينة أو اختلاف معين يحدث بين المجموعات ، أما الفرض الذى لايحدد اتجاها معيناً للعلاقة المتوقعة أو الاختلاف بين المجموعات فيقال عنه فرض متجه أو ليس له التجاه معين .

وعند استخدام بعض اختبارات الفاعلية (ذات الدلالة الإحصائية) ، فيجب على الباحث أن يحدد ما إذا كان الاختبار سيكون اختباراً ذا (اتجاه) ، أو اختباراً ذا (إتجاهين) ،فعندما يكون اتجاه الاختلاف بين المجتمعين غير معروف ، فإن الباحث يستخدم الاختبار نو الإتجاهين ،وهو أكثر حساسية للفروق ذى الدلالة فى أي من الاتجاهين (أكبر وأصغر).

أما استخدام الاختبار ذي الاتجاه الواحد ، فهو أكثر حساسية للفروق ذات الدلالة في اتجاه واحد فقط (أكبر وأصغر) . ويستخدمه الباحث فقط عندما يكون متأكداً من اتجاه الاختلاف بين المجتمعين ، أو إذا كان مهتماً فقط بالإختلاف في اتجاه معين .

مثال :

نفرض أن باحثاً يقارن درجات اختبار مجموعة من الطلبة تعرضوا لطريقة جديدة من الثدريس بدرجات مجموعة أخرى من الطلبة تعلموا بالطريقة المعتادة ، هناك حالتان يمكن للباحث اتباعهما :

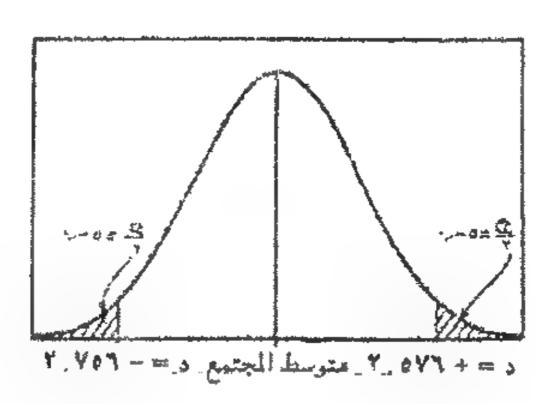
أولاً: : يمكن استخدام اختبار ذي الاتجاهين لقارنة درجات المجموعتين، ويمكن للباحث الإجابة عن سؤالين:

- ١ هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة الجديدة كانت درجاتهم أعلى ؟
- ٢ هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة المعتادة كانت درجاتهم أعلى ؟

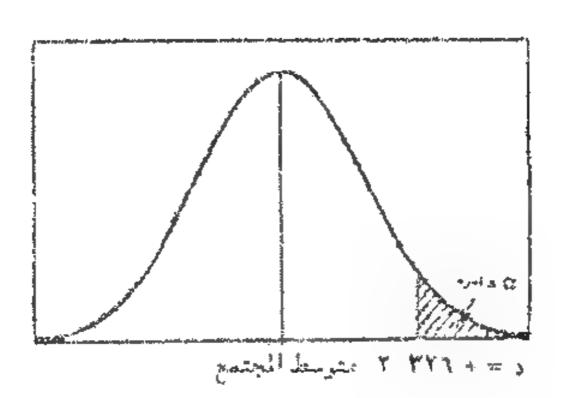
تانياً: : يمكن استخدام اختبار ذي اتجاه واحد ، والباحث يستطيع فقط الإجابة عن سؤال واحد :

هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة الجديدة درجاتهم أعلى ؟

ويراعى أنه أو وجد فرق ذو دلالة عند مستوى معين للثقة فى اختبار الإنجاه الواحد ، فإن الفرق نفسه سيكون ذا دلالة مضاعفة عند استعمال اختبار ذى الاتجاهين .



شَّنگل (1 – 1) احْتيار ڏو اڄُاهيڻ



مستويات القياس:

أنواع القياس المستخدمة في تحويل المشاهدات إلى بيانات عددية ، وتنقسم عموماً إلى أربع مجموعات ، ويطلق عليها مستويات القياس ،

ويعتبر كل من الاربعة مستويات الآتية ذات أهمية خاصة للإحصائيين:

أولاً: القياس الإسمى:

وهذا المستوى من القياس يتضمن تصنيف الأشياء والأشخاص والاستجابات إلى مجموعات ، وعلى سبيل المثال يستخدم هذا المقياس في تصنيف الأفراد طبقاً للنوع ، الانتماء العنصرى .

وفى هذا النوع من القياس ، تعرض كل رؤوس المجموعات ، ثم يتم تحديد عدد المشاهدات التي نقع تحت كل منها .

والمجموعات ليس لها ترتيب منطقى ، وطريقة عرضها فى القائمة ، لا تتضمن أى إختلافات فى البناء الهرمى لها ،

مثال :

يمكن تصنيف الأفراد طبقاً لانتماءاتهم السياسية كما في جدول (١-١)، . جيول (١-١)

عــدد الأقــراد	الانتمام السياسي
. ٧	الحزب أ
٨	الحزب ب
٣	الحزب ج
٣	الحزب د
۲	محايد

فى الجدول (١ - ١) ، يصبح الانتماء السياسى هو المتغير محل الدراسة ، وكل فرد فى المعاينة الافتراضية قد تم وضعه تحت واحدة من هذه المجموعات الخمس .

وعند تطبيق القياس الاسمى لابد أن نتبع القواعد الآتية :

\ - أن تكون قائمة المجموعات شاملة بحيث إنها تغطى كافة المشاهدات محل الدراسة ، فكل مشاهدة لابد أن توضع تحت أى مجموعة من مجموعات القائمة، ولذلك يجب أن تكون هذه المجموعات كافية ، مثال ذلك إذا لم يكن لدينا المجموعة المسماة «المحايدة » فلن نستطيع أن نحصر ضمن الإجابات مفردتين أثناء المعاينة ،

۲ – المجموعات يجب أن تكون مثنافية تبادلياً ؛ أى أن أوصاف المجموعات لابد أن تحدد بحيث تقع كل مشاهدة تحت مجموعة واحدة فقط ، أى إنه لايجب أن تحتوى المجموعات على أوصاف مشتركة .

٣ - لايجب أن يكون هناك ترتيب ضمني بين المجموعات، فالرؤوس هي التي تحدد فقط المجموعات المختلفة في هذا المتغير وترتيب عرضهم اختيارياً ، ولا يحدد أي إختلافات كمية بينهم .

ولسهولة الاقتناع بالنتائج، فإنه يتم إعطاء قيم عددية لهذه المجموعات خاصة إذا كانت البيانات سوف يتم معالجتها بواسطة الحاسب، ففى المثال السابق يمكن إعطاء الحزب (أ) القيمة (١) والحزب (ب) القيمة (٢) والحزب (ج) القيمة (٣) وهكذا..

ولابد أن نعلم أن هذه القيم أعطيت لغرض التعرف فقط ،دون أن يعنى هذا أن مجموعة ما أفضل من الأخرى .

وهذا الأسلوب في تجميع البيانات في مجموعات كثيراً ما يطلق عليها استخدام المقياس التدريجي ، ولكن في الحقيقة هذه تسمية خاطئة لأنه لا يوجد

تدريج متضمن في خاتمة المجموعات.

وإليك أمثلة أخرى يمكن الاستعانة بها عنداستخدام المقياس الاسمى .

جنول (٢ – ١) توزيعات تكرارية عن البيانات الاسمية

ح		ŗ		j	
العدد	نوع السيارة	المعدد	النوع	العدر	الديانة
٣	مرسيدس	۸٩	ذکر	٦.	مسلم
٥	بيچو	٤١	أنثى	۵٤	مسيحى
۱۲	فيات			٣.	يهودى
				٥	أخري

وخلاصة القول: أن القياس الاسمى يقوم بتصنيف الأشياء والأشخاص أو المشاهدات إلى مجموعات بحيث لايوجد بينهم أي ترتيب ، كما أن البيانات هي آعداد تمثل تكرارات الحدوث داخل المجموعات غير المرتبة .

ثانياً: القياس الرتبي:

ويستخدم هذا المقياس عندما لا نستطيع أن نكتشف درجات الاختلاف بين المشاهدات ، ويفترض هذا المقياس وجود ترتيب بين البيانات ، وترتب البيانات في صورة رتب ، ويتم تحديد أعداد ممثلة لتلك الرتب .

مثال ذلك :

إذا رتبنا مجموعة من الطلاب حسب أوزانهم فنعطى الرقم (١) للوزن الثقيل

والرقم (٢) للأقل وزناً وهكذا إلى نهاية الأوزان ، وهذا الترتيب يكون فئة مرتبة من القياسات على متغير الوزن ،

ويوضح الجدول (٣ ١) الشكل الذي يمكن أن تكون عليه هذه الجيانات المترتبة ، ويجب أن نلاحظ أن هذه الأرقام لا تدل على الفروق بين الأوزان، ولا تدل على وزن كل تلميذ .

فالمقياس الرتبى يدل فقط على مكان كل مفردة بالنسبة للمفردات الأخرى ، وهناك أمثلة أخرى القياس الرتبى ، مثل : ترتيب فرق كرة القدم ، وترتيب خطوات الإنتهاء من مهمة ما ، الترتيب الذي يضعه المعلم للطلاب حسب مساهمتهم العلمية في الفصل .

جدول (۲ – ۱) رثب أوزان بعض الطلاب ن = ه

الرتبـــة	الاســــ
١ (الأثقل وزناً)	أحمد
*	على
٣	قؤاد
٤	خالد
٥ (الأخف وزناً)	سالم

وخلاصة القول: أن القياس الرتبى هو عبارة عن ترتيب القياسات أو مجموع المشاهدات ، ووضع أرقام تحدد الرتب ، والبيانات هنا هى أرقام تمثل ترتيب المفردات أو القياسات .

ثالثاً: القياس الفتري:

إذا إفترضنا أن الفروق بين وحدات القياس متساوية على طول التدريج،

فإننا نستخدم في هذه الحالة القياس بفترة ، وفي حالة استخدام الفترات للقياس ، فإن تساوى الفترات أو المسافات بين وحدات التدريج يمثل تساوى الفروق بين الخصائص محل القياس، أن ين ين ين ين الخصائص محل القياس، أن ين ين ين الخصائص محل القياس، أن ين ين ين الخصائص محل القياس، أن ين ين الخصائص محل القياس، أن ين ين الناس محل القياس، أن ين الناس الناس محل القياس، أن الناس الناس

وخاصبة تساوى الفيرات تسمح لنا بإجراء عمليات الجمع والطرح على البيانات من هذا النوع ، وكثيراً من القياسات لاتتحقق فيها هذه الخاصية تماماً . فاختبارات الذكاء يتم التعامل معها في بعض الأحيان على أنها تدريج فترى وتساوى وحدات الاختبارات لايمثل إضافات متساوية في الذكاء .

فعلى سبيل المثال: الفرق بين القيمة ١٢٠ و ١٤٠ تمثل زيادة أكبر في الذكاء من الفرق بين القيمة ١٠٠ و ١١٠ .

وهناك خاصية مميزة لهذا التبريج ، وهى أن نقطة صنفر لاتعنى بالضرورة الغياب الكلى للظاهرة محل القياس ومثال ذلك أن الدرجة صغر فى اختبار الإحصاء لاتعنى أن هذا الطالب ليس لديه أي معنرفة بعلم الإحصاء بوكذلك حصول الطالب على الدرجة صفر في اختبارات القبول لأحد ي الكليات لا يعنى أن هذا الطالب لايصلح لهذه الكلية على الإطلاق .

وعموماً فإن مصمم الاختبار له حرية اختيار الأرقام التي تمثل كل مستوى للأداء، فالرقم ١٠٠ قد يمثل متوسط الاختبار تماماً كما لو استخدمنا الرقم ١٠٠

وهناك مثال شائع لاستخدام القياس الفترى ، ألا وهو التدريج الفهرنهيتى لقياس درجات الحرارة والتي لا تمثل فيها الدرجة صفر غياب الحرارة تماماً ، ولعل القول بأن الحرارة عند التدريج ١٠٠ ضعف التدريج ٥٠ يعتبر غير دقيق .

وخلاصة القول: أن القياس الفترى هو قياس الظواهر بوضع أرقام المشاهدات ، والبيانات هي أعداد تمثل فترات بينها كميات متساوية .

رابعاً ؛ القياس النسبي ؛

وعلى النقيض من القياس الفترى ، نجد أن القياس النسبى هو نقطة الصفر المطلق والتي يبدأ عندها التدريج .

وفى الأحوال التى يمثل فيها الصفر الغياب الكلى للظاهرة، ويتساوى حج وحدات القياس بدءاً من نقطة الصفر ، تمثل بالفعل فروقاً متساوية ، فإننا في هذه الحالة نستخدم التدريج النسبي القياس ،

والتدريجات النسبية الشائعة هي التي تقيس الوزن ، والزمن ، والارتفاع ، ومن الممكن أن نقول في هذه التدريجات إن أحد الأشخاص يزن ضعف وزن شخص آخر ، أو أن الزمن الذي يسجله أحد المتسابقين في أحد السباقات أربعة أضعاف الزمن الذي يسجله زميله أو منافسه ، فالنسب بين هذه القياسات من الممكن تفسيرها . فمثلاً تدريج كيلفن لقياس درجات الحرارة يمثل فيه الصفر الغياب الكلي لدرجة الحرارة ، الدرجة الحرارة ، الدرجة الحرارة .

وجدير بالذكر أن القليل من المتغيرات في الدراسات التعليمية والنفسية تستخدم التدريج النسبي في القياس ، وكذلك أيضاً كثير من القياسات مثل نتائج الاختبارات عادة تتم معاملتها على أنها قياسات فترية .

ويعتبر من الأهمية بمكان قيام الإحصائى بتحديد هل تم الحصول على البيانات بواسطة العد (القياس الاسمى) أو بواسطة الرتب (القياس الرتبى) أو بقياس الكميات (القياس النسبى أو الفترى) ، وذلك لاختلاف الأساليب الإحصائية المستخدمة باختلاف أنواع تدريجات القياس ،

وسوف نعرض في هذا الكتاب أساليب إحصائية ملائمة في الحصول على البيانات باستخدام كل هذه التدريجات .

وسوف نطلق على القياسات بالتدريج النسبى أو الفترى بيانات الفترة ؛ لأنها سوف تكون لهما المعاملة نفسها في تطبيقات هذا الكتاب .

وخلاصة القول:

أن قباس الظواهر بوضع أعداد المشاهدات والبيانات هي أعداد ، حين تمثل

الأعداد بين الفترات كميات متساوية ، حيث تمثل نقطة الصفر الغياب الكلى للظواهر محل القياس ،

أنواع المتغيرات:

نود الآن أن نتعرف خاصية أخرى من خصائص البيانات الإحصائية ، والتى تؤثر في طريقة التحليل الإحصائي لها ،

ويوجد لدينا نوعين من المتغيرات:

١ -- المتغير المتقطع :

هو متغير يفترض أن هناك عدداً محدداً من القيم العددية بين أي نقطتين .

٢ – المتغير المتصل :

هو متغير يفترض نظرياً وجود عدداً لا نهائياً من القيم العددية بين أي نقطتين .

تلخيص البيانات :

تعتبر أولى المهام عندما نحصل على البيانات هي تلخيصها وتنظيمها في صورة مناسبة العرض والتحليل .

مثال ذلك :

إذا أخذنا التقديرات التي حصل عليها (٤٠ طالباً) في مادة الإحصاء:

مقيول	خيد	مقبول	جيد جداً	ممتاز
مقبول	ممتاز	جيد	جيد	مقبول
عيد	جيد جداً	مقبول	مقبول	جيد
جيد جداً	بيير	مقبول	ممتاز	جيد جداً
جيد جداً	جيد	جيد جداً	جيد جداً	جيد
جيد	مقبول	ممتاز	حيد	مقبول
ممتاز	ممتاز	جيد ,	مقبول	مقبول
مقبول	جيد	خيد	حيد	جيد جداً

ومن الصعب تحديد نمط التقديرات من هذه الفئة من البيانات، ولابد من تنظيمها للحصول على صورة واضحة عن اتجاه التقديرات . ويمكن تحديد القيم التكرارية لكل تقدير ووضعه في توزيع تكراري ، كما في الجدول (٤ - ١)

جنول (٤ – ١)

التكرار (ك)	التقدير
	ممتاز
٨	جيد جداً
١٤	<u>حيد</u>
۱۲	مقبول

وقد إستخدمنا في هذا الجدول رمزين إحصائيين ، هما : (ك) وتعنى التكرار، و(ن) تعنى المجموع الكلي التقديرات.

ويجب أن نلاحظ أن المقياس المستخدم في جمع البيانات هو المقياس الاسمى حسيث لايوجد تدريج هرمى لترتيب تقديرات الطلاب ، وإنما يمكن ترتيب هذه التقديرات بأى ترتيب ،

وخلاصة القول: نجد أن التوزيع التكراري هو جدول يوضع كيف تم توزيع المفردات والقياسات بداخل فئة من المجموعات أو القيم .

الرمور :

ن = العدد الكلى للمفردات أو الدرجات.

ك = تكرار المفردات أو الدرجات ،

س = القيمة

والمتغير بالجدول السابق هو متغير متقطع ؛ لأن الطالب يأخذ واحدة من البدائل المتاحة ، ولاتوجد إمكانية في اختبار يقع بين أثنين من البدائل -

ومن الممكن بعد جمع البيانات أن نرتب هذه التقديرات حسب الأفضلية ، وبالتالي يتحول القياس الاسمى إلى قياس رتبى ،

ولناخذ مجموعة أخرى من البيانات لعدد (١٥ ملاكماً) وقد تم اختبار قوة الساعد الأيمن في توجيه اللكمات إلى الخصم ، وكانت نتائج الاختبار كالتالى ، كما يوضحها الجدول (٥ - ١) .

. جنبل (٥ – ١٠) قوة الساعد الأيمن ن = ١٥

۲۰ ۰	Yo	٧.
۲٥	٣٥	40
٣٥	**	40
۲٠	۲۱	۲۱
Yo	YY	۲.

ولكى نرى الصورة كاملة حول نتائج هذا الاختبار، فالابد أن نضع توزيع تكرارى لهذه الأوزان .

وسوف نعطى الرمز (س) لقوة الساعد وتكرار هذه القيمة داخل فئة البيانات، نجدها في عمود (ك) داخل التوزيع التكراري، كما في جدول (٦ - ١)، ومن الأفضل أثناء إعداد التوزيع التكراري أن نضع أقل قيمة في أسفل جدول التوزيع .

جنول (۱ – ۱) التوزيع التكراري لقوة الساعد الأيمن $\dot{u} = 0$

ك	س
٣	To
٤	Yo
۲	. 44
Υ	۲۱
٤	۲.
ص قر	١٥
ن = ۱۰	المجموع

وفي علم الإحصاء ، يمثل الرمز (س) قيمة معلومة ، أما في علم الحبر فإن (س) تعتبر قيمة غير معلومة ،

وفي الجدول (٦ - ١) نجد أن كل مفردة لها قيمة معلومة ، والتي يطلق عليها (س) درجة،

وثمثل درجات الاختبارات النفسية قياسات تقع بين التدريج الرتبى والتدريج الفترى ، هذا إلى جانب أن متغيرالقلق يعتبر متغيراً متصلاً من الناحية التظرية ؛أى

إنه يأخذ أى قيمة على طول خط الأعداد المتصل ، فإذا كانت كل الدرجات المسجلة عند متغير القلق هى أرقام صحيحة (غير كسرية)، فهذا يعكس عدم قدرة الاختبار على اكتشاف الفروق الصغيرة فى مستويات القلق عند الطلاب ، والدرجات التى نحصل عليها لمتغير متصل ما هى إلا ناتج عملية تقريب والنهايات الحقيقية لكل درجة تقع بين ه ، • أكبر أو ه , • أقل من القيمة الصحيحة ، وذلك يمثل كل قيمة بفترة تقع بداخلها القيمة الحقيقية .

مثال ذلك : الدرجة الحقيقية التي يحصل عليها طالب في اختبار الذكاء هي ٧٢ تقع في الفترة بين ٥٠,٧١ ، ٧٢,٥ ،

وأثناء تعاملنا مع المتغيرات المتصلة، نجد أن الحد الأدنى للفئة يمكن إستخدامه في حسابات أخرى ،

ونرمز للحد الأدنى للفئة بالرمز (ف) فمثلاً «ف» للقيمة ٧١ هي ٥٠،٥ وبالنسبة للقيمة ٧٠ هي ٥٠،٠٠ وبالنسبة للقيمة ٧٠ هي ٥،٠٠ .

وعند إعداد التوزيع التكراري للقياسات بفترة الضع كل قيمة من الأعلى إلى الأدنى في عمود القيم (س) المسواء كانت هذه القيمة قد حصلت عليها أي مفردة أم لا.

فقى جدول (٦ - ١) القيمة (١٥) تم وضعها في الجدول ، رغم أنه لا توجد أي مفردة حصلت على هذه القيمة .

وإذا لم يتم وضع البيانات في مجموعات فإن التوزيع التكراري يوضع التكراري يوضع التكرار (ك) لكل درجة على حدة ،

ولعله من المستحب تجميع البيانات على مدى واسع من الدرجات ووضعها فى مجموعات ، تسمى معدل الفئات خاصة إذا أردنا عرض البيانات فى صورة جدولية، أو عرضها بيانياً . وسوف يطلق على المصطلح فصل الفئة افظ الفئة مباشرة ، وذلك للسهولة ، ويوضح جدول (٧ - ١) توزيع الدرجات حيث يتم جمع كل قيمتين لتكوين كل فئة ،

جدول (۲۰۰۰) توزیع تکراری لفئات الدرجات

التكرار (ك)	الفئة (ف)
\	Y / - Y.
صفر	19 - 14
*	1v – 17
A	10 - 12
	• 17 - 17
۲	11-1-
١	4 — A
ن = ه۲	المجموع

وعند تجميع الدرجات في فئات ، فإننا نفقد جزء أمن المعلومات، فمثلاً الجدول (٧ - ٢) لدينا (٥) مفردات حصلوا على ١٢ أو ١٣ ، ولكن لا نستطيع أن نحدد هل المفردات الخمس قد حصلوا على ١٢ أو حصلوا على ١٣ أو أن هناك خليطاً من الدرجتين .

وكلما زاد طول الفئة داخل الجدول زادت كمية المعلومات المفقودة،

وإذا كانت البيانات داخل الجدول (٧ - ١) تمثل قياساً لمتغير متصل ، فإن كل فئة لديها قيمة حقيقية كحد أعلى وقيمة حقيقية كحد أدنى .

وخلاصة القول: نجد أن الأرقام الصحيحة هي الأرقام التي لا تحتوى على كسور، أما الأرقام الحقيقية فهي التي تحتوى على كسور (أرقام عشرية)-

والحد الأدنى لكل فئة تكون ٥,٠ أقل من أصغر درجة ، والحد الأعلى لها تكون ٥,٠ أكبر من أعلى درجة في الفئة ، فالفئة ، ١ - ١١ تتراوح من ٥,٠

١١٠ والحد الأدنى للفئة في = ٩,٥ وفي لجدول (٧ - ١) نجد أن القيمة الحقيقية للحد الأعلى للتوزيع الكلى هي ٥,٥ و ٥,١٦ على التوالي .

وتستخدم مفاهيم الحد الأدنى والحد الأعلى نفسها للمتغيرات المتصلة ، عند عمل التوزيعات التي تستخدم القيم الحقبقية في بناء فئاتها .

فإذا كان لدينا فئة ١٠٢,٦٠ - ١٠٢,٦٠٠ فإن الحد الأدنى للفئة هو
 ٥٨٥،١٠٢ والحد الأعلى هو ٥٠٢,٦٠٥ .

ويجب أن نلاحظ أن الحدين الأدنى والأعلى يستخدمان في حالة البيانات
 الني نحصل عليها من خلال المتغيرات المتصلة من الناحية النظرية .

فإذا كانت البيانات تمثل عدد الأيام التي تغيب فيها التلاميذ عن المدرسة، وهو متغير متقطع فلا نحتاج أن نضع حد أأدني أو حداً أعلى البياتات التي حصلنا عليها.

وعلى الرغم من وجود طرق عديدة لعمل توزيعات تكرارية إلا أن الطريقة المتبعة هي جعل الفترات مساوية في الحجم .

والتوزيعات التكرارية التى تقوم بتلخيص أعداد كبيرة من البيانات ،عادة على أى حال تحتوى من ١٢ إلى ٢٠ فئة .

ففى الجدول (٦ - ١) لدينا ن = ١٥ فقمنا بتكوين سبع فئات .

أما هذا الاختلاف في أطوال الفئات ، والذي يؤثر مباشرة على التكرارات، وذلك بقسمة التكرار على طول الفئة المقابلة له .

ففى المثال السابق إذا كان لدينا التوزيع التكراري لفئات الدرجات كالأتي :

جدول (۸ – ۱)

التكرارات المعدلة خانة (٤) - (٢) ÷ (٣)	أطول الفئات خانة (٣)	التكرار(ك) خانة (٢)	لفئة (ف) خانة (۱)
٠,٢٥	٤	١ ,	71 – 13
٤	۲	٨	77 – V7
۲,0۰	٦	١٥	10-1.
٠,٥	۲	\	۸ — ۸
		ن = ه۲	المجموع

وكما سبق لنا القول ،فإن تجميع البيانات في فئات يساعدنا أساساً في عرض البيانات جدولياً أو بيانياً ،

وقديماً عندما كانت الحسابات الإحصائية تجرى يدوياً أو بواسطة الآلات الحاسبة ، قإن تجميع البيانات كان بالدرجة الأولى بغرض تسهيل الحسابات .

ولكن مع قدوم الحاسب فإن جميع الحسابات الإحصائية تتم على البيانات الفعلية غير المبوبة .

وفى الواقع فإن برامج الإحصاء على الحاسب تستخدم جميعها بيانات غير بوية .

استخدامات معاملات الارتباط

أولأ التحليل السيكومتري للمقاييس

Reliability

١ -- الثبات :

معناه أن الأختبار موثوق به ويعتمد عليه ، كما يعني الاستقرار .

ومعامل الثبات يقاس بمعامل ارتباط بين درجات الأفراد في الاختبار في مرات الإجراء المختلفة .

الطرق الإحصائية لتعيين معامل الثبات:

(i) طريقة إعادة التطبيق

فى هذه الطريقة يتم إعادة أداة البحث على نفس أفراد العينة مرتين أو أكثر تحت ظروف متشابهة قدر الإمكان . ثم استخدام معامل الارتباط بين نتائج التطبيق في المرات المختلفة .

ويشير معامل الارتباط إلى ثبات الأداة ،

(ب) طريقة التجزئة النصفية Split - Half

هذه الطريقة من أكثر طرق تعيين معامل الثبات شيوعاً . حيث يطبق الباحث الأختبار أو المقياس أو مرة واحدة ، أى يعطى الفرد درجة واحدة عن جميع الأسئلة الفردية ، ودرجة أخرى عن جميع الأسئلة الزوجية ، ثم يحسب معامل الارتباط بين مجموع درجات الأسئلة الفردية ومجموع درجات الأسئلة الزوجية وفي هذه الطريقة يشير معامل الارتباط إلى ثبات نصف الاختبار فقط ، أذا يجب تطبيق معادلة سبيرمان براون وهي - ٢ × الإيجاد الثبات الكلى للاختبار أو المقياس أو

(ج) طريقة الاختبارات المتكافئة Parallel - Test

وفيها يستخدم الباحث صيغتين متكافئتين للاختبار الذي يطبق على

المجموعة نفسها من الأفراد ثم حساب معامل الارتباط بين مجموع درجتى الصيغتين أو الصورتين .

Y-الصيدق: Validity

يشير الصدق إلى «أن الاختبار يقيس ما وضع لقياسه ولا يقيس شيئاً أخر أو بالإضافة له » .

طريقة تعيين معامل المبدق:

(أ) صدق المفهوم أو التكوين (أ) صدق المفهوم أو التكوين

وهو تحليل لمعنى درجات الاختبار في ضوء المفاهيم السيكولوچية ، ويتم ذلك عن طريق :

- الارتباط:

أى الارتباط بين الاختبار وأختبار أخر يقيس سمة مختلفة عن السمة الأولى التي يراد معرفة صدقها ،

الاتساق الداخلي Internal Consistency

يؤدى فحص الاتساق الداخلي للاختبار إلى الحصول على تقدير لصدقه التكويني . وفي هذه الحالة يعين معامل الارتباط نتيجة كل فقرة في الاختبار على حدة سع نتيجة الاختبار بأكمله .

- دراسة ميكانيزمات الأداء على الاختبار وهى دراسة الإجابة عن الاختبار ثم يحسب معامل الارتباط بينها وبين خصائص الأداء في السمة المقيسة .

(د) التغير في الأداء Change in performance

وهو دراسة الفروق في الأداء الخاص بالعينة نفسها من الأفراد على مدى فترات زمنية مختلفة ، عن طريق إبجاد معامل الارتباط بين الدرجات في الفترات الزمنية المختلفة .

وفيه نوعان هما: الصدق التنبؤى Predective Validity وفيه نوعان هما: الصدق التنبؤي Coucurrent Validity

ويتم ذلك عن طريق معامل الارتباط.

(ج) الصدق العاملي Factorial Validity

هو قياس وظائف عامة مشتركة من خلال الاختبارات عن طريق التحليل العاملي ، وهو أسلوب إحصائي لعزل هذه الوظائف التي تشترك في قيامها عدة اختبارات ، وتساعد دراسات التحليل العاملي على فهم طبيعة صفات الفرد ، وعلى تزويدنا بأساس مفيد لتصنيف الاختبارات التي توصلنا إليها ، والتحليل العاملي يعتمد على الارتباط لإستخراج المصفوفة ، وكذلك التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير.

ثانيا ، التحقق من صحة الفروض ،

ان معامل الارتباط يستخدم في التحقق من صحة الفروض ، من خلال ، البحوث والدراسات ، وفيما يلي بعض أمثلة للفروض التي يستخدم فيها معامل الارتباط :

١ – الفرض البحثي :

- هناك علاقة موجبة بين الإحصاء والرياضيات.
- هناك علاقة سلبية بين المستوى الاقتصادي ومستوى التعليم .

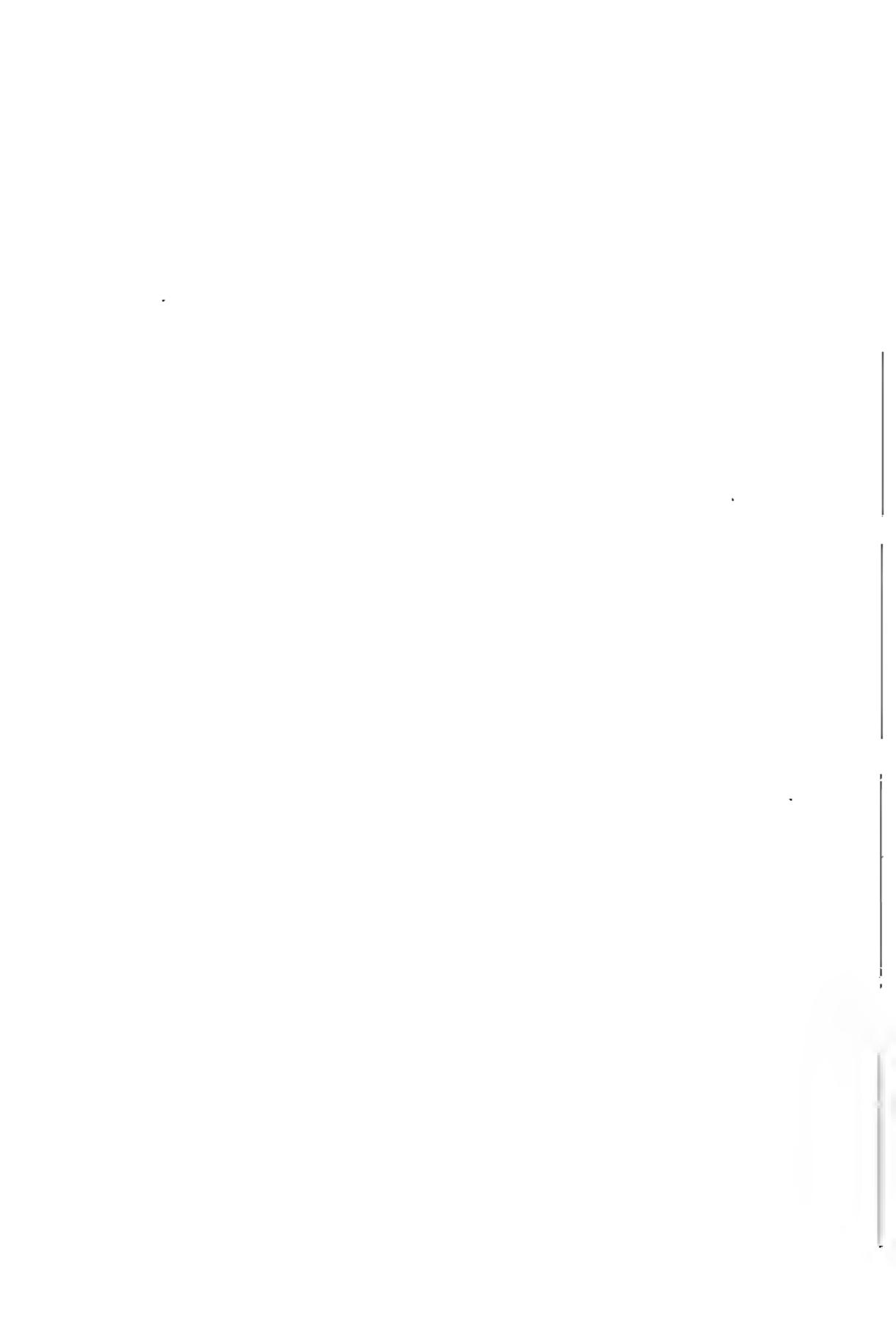
٢ – الفرض الإحصائي :

- يوجد ارتباط موجب بين الإحصاء والرياضيات .
- يوجد ارتباط سالب بين المستوى الاقتصادى ومستوى التعليم ،

٣ -- القرش الصغرى :

- لايوجد ارتباط بين الإحصاء والرياضيات .
 - ٤ الفرض البديل :
- توجد علاقة بين المسئولية والنجاح في مهارة الغطس -

الفصل الثانى الارتباط بين متغيرين كميين معامل ارتباط بيرسون معامل ارتباط بيرسون



CORRELATION

الارتباط

عند تحليل العلاقة بين متغيرين أو أكثر، نسعى عادة إما لمعرفة طبيعة العلاقة بينهما . العلاقة بينهما أو درجتها ، ويمكننا تحليل الارتباط من حساب قوة العلاقة بينهما . ويرمز إلى هذا المعامل بالرمز (س) ، وهو قيمة رياضية تبين درجة هذه العلاقة .

ومن البداية يجب أن نعلم أن معنى وجود علاقة بين متغير وآخر لاتستازم أن يكون أحدهما سبباً أو مسبباً في وجود الآخر ، وإذا كانت العلاقة بين متغيرين قوية؛ بمعنى أنه إذا تغير أحدهما إلى درجة ما في اتجاه ما يتغير الآخر في نفس الاتجاه نفسه وبالدرجة فإن هذه العلاقة تسمى ارتباطاً كاملاً طردياً . أما إذا كانت العلاقة بين المتغيرين تسير في اتجاهين مختلفين ، وبالدرج نفسه أي بمعنى أنه كلما ازداد المتغير الأول يقل المتغير الثاني بالدرجة نفسها ، فإن هذه تسمى ارتباطاً كاملاً عكسياً .

والعلاقة بين متغيرين يمكن تلخيصها فيما يلى:

- ١ ارتباط طردى تام (موجب) نادر الحدوث .
- ٢ ارتباط عكسى تام (سالب) نادر الحدوث ،
 - ٣ ارتباط طردى غير تام (موجب).
 - ٤ ارتباط عكسى غير تام (سالب).
 - ه ارتباط صفری (لاعلاقی).

ويذكر فؤاد البهي في هذا المعنى: أن الارتباط في معناه العلمي الدقيق هو التغير الاقتراني ، أو بمعنى أخر هو النزعة إلى اقتران التغير في ظاهرة بالتغير في في ظاهرة أخرى .

والارتباط بلخص البيانات العددية لأي ظاهرتين في معامل واحد ، ولذا تهدف

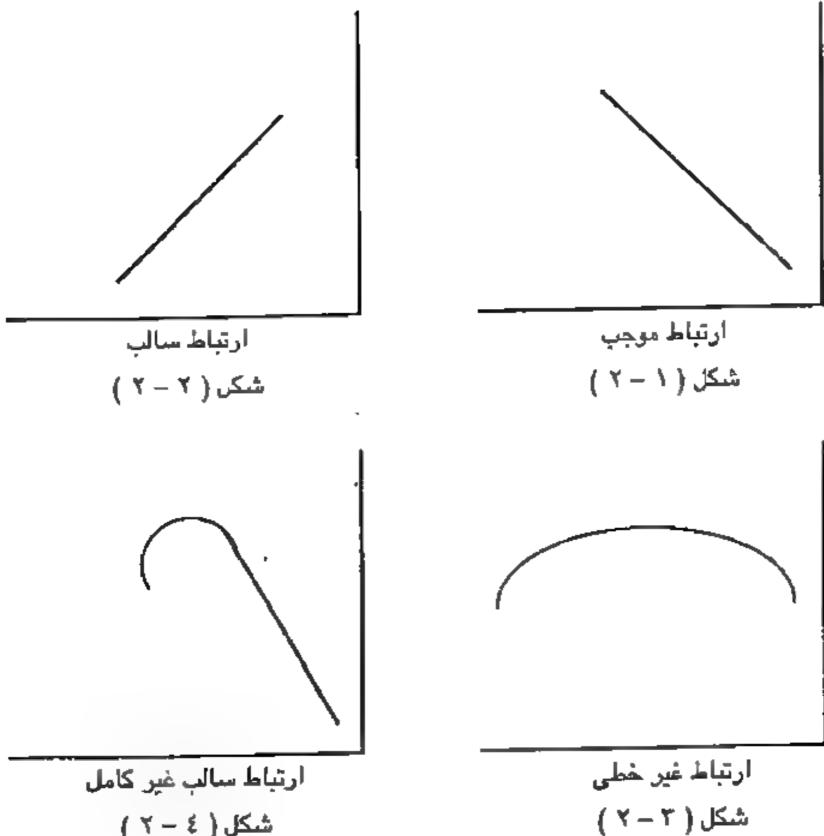
معاملات الارتباط قياس الاقتران القائم بين أي ظاهرتين قياساً علمياً إحصائياً دقيقاً .

وتقاس العلاقات بين المتغيرين أو أكثر بمقياس حده الأعلى + ١ ، وحده الأدنى - ١ ، فإذا كانت العلاقة بين المتغيرين مطردة تامة ، فإن معامل الارتباط فيها يساوى +١ ، وإذا كانت العلاقة عكسية ، فإنها تتخذ معاملاً = - ١ . وبين هذين الحدين ، توجد علاقات ارتباطية معامل ارتباطها يساوى كسراً إما موجباً أو سالباً على حسب نوع العلاقة ، وهذ هي أكثر وجوداً في مختلف العلاقات بين متغيرين .

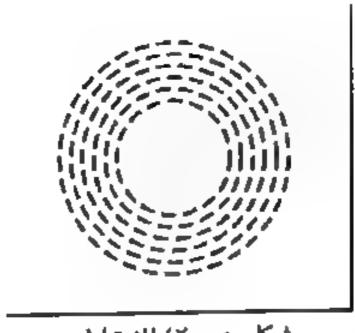
وعند استخدام معامل الارتباط في قياس العلاقة بين متغيرين صحيحاً إذا كان هذا الارتباط خطياً Linear ؛ أي إنه إذا كان هناك ارتباطاً غير خطى - Non كان هذا الارتباط خطياً علي خطى - Linear ، وتقاس هذه الارتباطات غير الخطية بمقاييس أخرى غير معامل الارتباط .

وفى هذا الصدد يذكر كل من يحيى هندام ، محمد الشبراوى أنه يستحسن دائماً قبل البدء فى إثبات وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين ، أن يحاول الباحث عمل رسم بيانى يوضع من خلاله انتشار القيم لفائدته الكبيرة ؛ إذ إنه يدل للوهلة الأولى عما إذا كانت العلاقة خطية أو غير خطية ، فإذا كانت العلاقة خطية ، فإنه يمكن استنباط مدى الارتباط بين المتغيرين بطريقة تقريبية ، والأشكال التالية توضع ذلك .

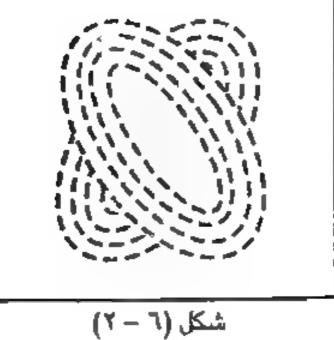
أشكال الانتشار



شکل (٤ – ٢)



شكل ـه - ٢) الارتباط



أ - ارتباط موجب غير كامل ب - ارتباط غیر کامل

ويمكن إيجاد معامل الارتباط بعدة طرق ، منها :

٢ - الانحراف المعياري ،

١ - الدرجات المعيارية ،

٤ - الدرجات الخام ،

٣ – التباين ،

ه - التوزيعات التكرارية ،

(أ) - معامل ارتباط بيرسون

١ - إيجاد معامل الارتباط من الدرجات المعيارية :

مثال :اوجد معامل الارتباط بين المتغيرين س ، ص باستخدام الدرجات المعيارية .

قیم س: ۲، ۲، ۲، ۲، ۵، ۵، ۵، ۲، ۲، ۷، ۸، ۸، ۹.

قيم ص: ١ ، ٤ ، ٢ ، ٢ ، ٢ ، ٣ ، ٧ ، ٥ ، ٤ ، ٩ . ٨ .

الحل:

١ - باستخدام صورة القانون التالية : معامل ارتباط بيرسون ،

ن مجس ص - (محس) (محص)

[ن محاس۲ – (محاس)^۲] [ن محاص۲ – (محاص)^۲]

ن = عدد الحالات ،

مدس = مجموع قيم س

محاص = مجموع قيم ص

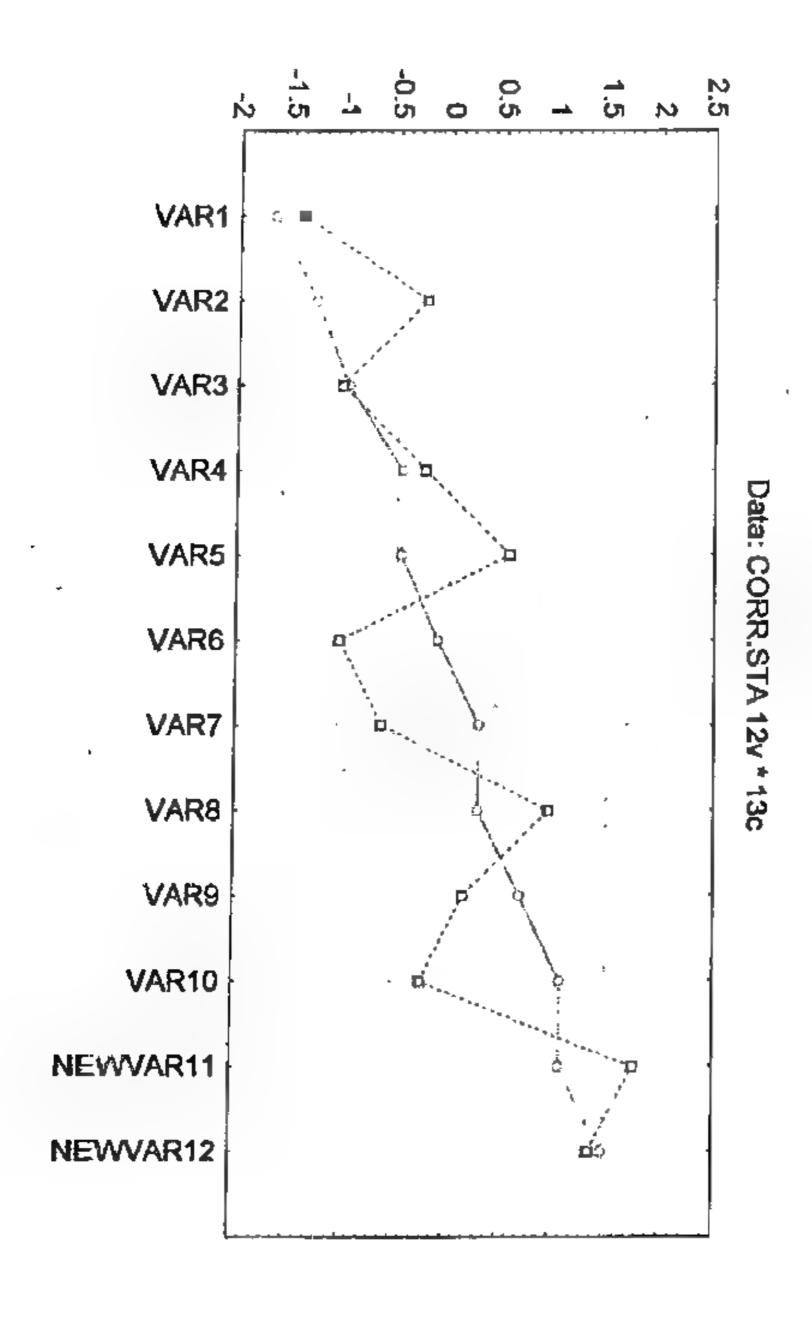
مد س٢ = مجموع مربع قيم س

محد ص٢ = مجموع مربع قيم ص

مد س ص = مجموع ضرب س × ص

سرجات الحرية ن - ٢

٢ – رسم الخط البياني للانتشار ، وإذا كان الانتشار خطيًا ، نكمل بقية
 الخطوات طبقاً للمعادلة



٣ - تكوين جدول من الأعمدة طبقاً للمعادلة والمطلوب فيها وهي كما يلي :

جدول (۱ – ۲) قیم (س ، ص ، س۲ ، ص۲ ، س ص)

س × ص	ص۲	س۲	ص	س	٠
Υ, ε . Λ	٣,٠٤٩	۲,۸۲۸	1,877-	- YAF, I	,
۰۰۳,	, - 0 £	307,1	, 777 -	۱,۲۸٦	۲
,919	١,٠٦٥	, ٧٩٣	1,.44-	- ۸۸۰ ,	۲.
,110	,.02	, 410	, ۲۲۲ –	, £9o —	٤
۰ - ۸۲,	۲۲۰,	, 450	110,	, 290 -	٥
.1.7	1,.70	,.1.	1,.44-	, • ٩٩ –	٦
, \AA —	, ٤	,	– ۲۲۲,	, ۲۹۷	٧
, YAV	, 984	, ۸۸۰	,970	, ۲۹۷	٨
,110	, , ۲۸	, ξ.λ	rr1,	, 144	4
, Yot —	٤۵٠,	١,١٨٤	. TTT –	١,٠٨٨	1.
1,44.	٣,١١٤	١,١٨٤	1,770	١,٠٨٨ ۾	11,
77.,7	1, 1,77	۲,۲,۲	1,770	١,٤٨٤	17
مدس× ص	مد ص۲	مد س۲	مدص	مد س	
٧,٤٧	- ۱۱,۰۰	11,	, –	, –	

٤ - الأعمدة المكونة للجدول ، هي :
 س ، ص ، س٢ ، ص٢ ، س ص

٥ - تطبيق صورة المعادلة

[ن مج س ۲ - (مج س)] [ن مج ص ۲ - (مج مر)]

$$(...)(...-)-V, \xi V \times VY$$

 $Y'(\cdot,\cdot)=(1-\cdot,\cdot)^{Y}$ [$Y'(\cdot,\cdot)=(1-\cdot,\cdot)^{Y}$]

19,78

/ [۱۳۲ - صفر] [۱۳۲ - صفر]

18,78

177 × 177

37,78

TVETE

 $\frac{37, PA}{YYI} = AI'',$

درجة المرية = ١٢ - ٢ = ١٠

قيمة « س» الجدولية عند مستوى ٥٠٠ = ٢٧٩ . *

قيمة « $^{\circ}$ » الجدولية عند مستوى $^{\circ}$ ، الجدولية عند مستوى

**, V. A

* أتجاه وأحد

** اتجاهین

ويعد هذا الارتباط ارتباطاً طردياً ، أي أنه كلما زاد المتغير (س) زاد المتغير (ص) .

جدول (۲ - ۲) قیم (س، ص، س۲، ص۲، س ص)

س ص	حس٢	س۲	ص	س	۴
78.,٧%.	Y. E , 9 EA	PYX, YXY	18,817	۱٦,۸۱۸	\
Y9,9Y1	173.0	170, 491	۲,۳۳۱ -	74,71	۲
91,89.	1.7,57	V9, YV-	1.,771 -	۸,٩٠٣-	۲
11,077	0,881	75,577	۲,741 –	E,487 -	٤
YV,490 -	٣٢,٠٣٢	48,877	٥,٦٦٠	६,९६२	۵
١٠,٢١٠	1.7,07.	.979	1.,771 -	- ۲۸۹,	٦
۱۸,۷۷۲ –	٤٠,٠١٤	۸,۸۰۸	٦,٣٢٦ =	۲,۹٦۸	γ
307,77	94,414	۸,۸.۸	1,700	۲, ۹ ጎ λ	٨
11,047	۲,۷۷۱	EV,90E	1,770	٦,٩٢٥	٩
Y0, T7	0,881	113,811	۲,۲۳۱ -	۲۰,۸۸۲	٨.
197, . 10	711,707	113,817	14,780	۲۰,۰۸۲	11
Y-Y,008	177,771	44.,197	18,70.	۱٤,۸۲۹	۱۲
مد س ص	مد ص۲	محاس۲	مد ص	مد س	
VE7,91	11,	11,	, –	, • • -	ł

بالتعويض في المعادلة نجد مايلي:

قيمة «
$$^{\circ}$$
 » الجدولية عند مستوى $^{\circ}$ ، $^{\circ}$, $^{\circ}$ ،

٧٦, ٥٧٦

**,V•A

مثال أخر:

جدول (۳ – ۲) قيم (س ، ص ، س٢ ، ص٢ ، س ص)

س ص	ص۲	س۲	ص	w	٩
3.4.3.47	\37, T\X	11.1,.40	ቸο, ΊΛΣ	77,177	1
177 274	7777,77.	1779,780	177,73	٣٧,١٤٠	۲
175.,779	1048,877	178,481	۲9 ,7 / 9	٤١,٠٩٧	٣
Y12V,710	YYYY, 77.	Y. Y9 , ATT	₹∀, %%4	٤٥,٠٥٤	٤
Y0-V,7V9	٣٠٩٨,٠١٤	۲۰۲۹,۸۳۳	००,३३०	٤٥.٠٥٤	٥
1988, ٧٠٥	173,3761	72.7,.07	44,774	٤٩,٠١١	٦
7717,777	19.7,227	۲۸-۵,۵۸۸	3VF, 73	۸۲,۹٦۸	٧
T109, V9Y	700A, V17	۲۸۰۵,۵۸۸	09,700	177,70	A
7981,	2774, 277	TYE . , E E .	۵۱٫٦٦٥	ه۲۶,۲۵	4
79.7,71.	2444,47	47.7,7.9	£∨,٦٦٩	۲۰,۸۸۲	Λ.
FV7, X//3	10Y0,AA0	27.7.7.9	٦٧,٦٤٥	7.,./	11
£14V. •1•	2.01,779	84.8.09	٦٣,٦٥-	የፖለ, 3ፖ	14
مد س ص	مد ص۲	مد س۲	مد ص	مد س	
W. V&7. 4A	711	۳۱۱۰۰	٦	٦	

.. ٢ = ن محاس ص (محاس) (محاص) [ن محاس ٢ - (مجاس) [ن محاص ٢ - (محاص)]

بالتعويض في المعادلة نجد مايلي:

 $71 \times KP, F3V \cdot 7 - \cdot \cdot F \times \cdot \cdot F$

Y7.... - Y7.497Y, Y7

IV, YIPA

[177..][177..]

LA' 126Y

17575....

Γ∨,7Γ₽λ _____ = λΓ,

177 ...

 $1 \cdot = Y - 1Y = 1$ درجة الحرية

قيمة « س » الجنولية عند مستوى ٥٠٠ = ٤٧٩ . *

**, oV7

**, V. A

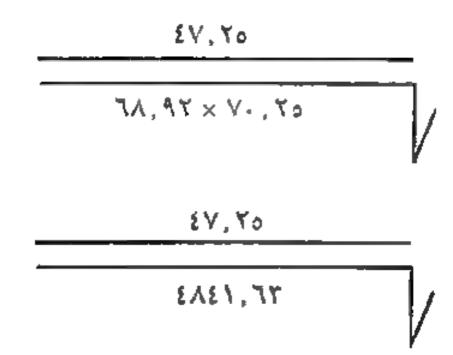
٢ - إيجاد معامل الارتباط من الإنحراف المعياري :

جدول (٤ - ٢)

	ح س ح ص	ح۲ص	ح ص	ح۲ س	ح س	ص	س	٦	
	10,410	17,717	٣,٥٨٠	14,.15	٤,٢٥٠	1	١	1	
١	1,110	,777	۰۸۰,	1.,075	7, 40-	٤	۲	۲	
ı	ه ۸۰ ه	7,707	۲,٥٨٠	٥,٠٦٣	7,70-	7	٣	۲	
ı	,VYo	,777	۰۸۰,	1,075	1.70.	٤	٤	٤	ı
ľ	, YVo —	77.17	1,84.	١٫٥٦٣	1.70.	٦	٤	٥	ı
1	,780	7,707	Y, 0%.	75.	, ۲0.	۲	٥	٦	ı
h	1,140 -	4,897	۰۸۵,۱	۳۲٥,	,۷٥٠	٣	٦	٧	ı
l	1,110	70A, o	۲, ٤٢٠	750,	, Vo ·	V	٦	٨	
l	۰۲۷,	,177	. ٤٢.	٣,٠٦٢	1, Vo-	٥	٧	٩	I
h	- 080,	,777	۰۸۵،	۷,٥٦٣	Y,Vo.	٤	٨	١.,	Į
ľ	17,100	19,057	173,3	۷,۵٦۳	Y, Vo.	٩	٨	11	ı
ľ	۱۲,۸۲۵	11,797	٣,٤٢.	18,.78	٣,٧٥٠	λ,	٩	14	
ی	مدعسرحم	مدح م		مد ح ^۲ س		مجاص ≂	مدس =	ن	
	£V, Yo	78,44	ł	٧٠,٢٥		00	٦٢,	14	
						م ≕ ۸ه, ۱	م = ۲۰, ۵		

ر ح س × ح ص) مد (ح س × ح ص) مد ح ^۲ س × مد ح ^۲ ص

وبالتعويض في المعادلة نجد مايلي:



2 - إيجاد معامل الارتباط من الدرجات الخام :

س ص	ص۲	س۲	ص	יויט	P
1	١	١	\	1	\
٨	17	٤	٤	*	۲
٦	٤	٩	٧	۲	۲
17	17	17	٤	٤	٤
4.5	77	17	٦	٤	0
١.	٤	۲٥	۲	٥	٦
١٨	٩	77	٣	٦	v
٤٣	٤٩	۳٦	٧	3	λ
۲٥	Yo	٤٩	0	γ	٩
77	17	3.7	٤	٨	۸.
۷۲	۸۱	٦٤	٩	٨	11
٧٧	7.8	٨١	٨	٩	32
س ص	مد ص۲	مد س۲	مدص	مد س	\neg
441	441	٤٠١	٥٥	77	

بالتعويض في المعادلة نجد ما يلى:

$$[Y(00) - YY1 \times 1Y] [Y(7Y) - 2 \cdot 1 \times 1Y]$$

7270 - 6.77

[Y/X3 - PFP7] [YOXY - 07.7]

73A × 77A

71/71

V/5 = PVF,

درجة الحرية = ١٢ – ٢ = ١٠

وبالرجوع إلى قيمة « ث ه المحسوبة نجد أنها أكبر من قيمة « ث » الجدولية عند مستوى ٥٠, ، ١٠, بالنسبة للاتجاه الواحد و ٥،, بالنسبة للاتجاهين ، ويعنى ذلك أن هناك علاقة بين المتغير س ، ص وهذه العلاقة موجبة .

ب – معامل ارتباط إيرس

$$\frac{ac.w.ac.oo}{\dot{v}} - \frac{ac.w.ac.oo}{\dot{v}} - \frac{c.v.oo}{\dot{v}} - \frac{c.v.oo}{\dot{v}} - \frac{c.v.oo}{\dot{v}} = \frac{c.v.oo}{\dot{v}} - \frac{c.v.oo}{\dot{v}} = \frac{$$

وتستخدم الخطوات السابقة نفسها في إيجاد مجموع كل من القيم س، ص، س٢، ص٢، س ص ، ثم تطبيق المعادلة :

ملحوظة : جميع صور المعادلات ١ ، ٢ ، ٣ ، تعطى النتائج نفسها .

ه - إيجاد معامل الإرتباط من البيانات المبوية (التوزيعات التكرارية):

يمكن حساب معامل الإرتباط من الجداول التكرارية المزدوجة ، حيث تعتمد هذه الطريقة على تجميع اقتران درجات الاختبار الأول (س) ، بدرجات الاختبار الثانى (ص) حتى يمكن تجميع الدرجات المتقارنة ، وذلك استهولة العمليات المسابية.

وبمفهوم آخر يمكن للقيم المتقابلة لمتغيرين تعريفها في جدول مزدوج بحيث تمثل كل علامة من العلامات ، التي توضع في هذا الجدول فرداً له قيمتان: قيمة بالنسبة للمتغير (س) وقيمة أخرى بالنسبة للمتغير (ص) ، وبذلك يمكن تحديد تكرار كل خلية من خلايا الجدول المزدوج ،

وبعد إعداد الجدول المزدوج للتوزيع التكرارى يمكن تطبيق المعادلة لإيجاد معامل الارتباط حسابياً .

مثال :

أوجد معامل الارتباط بين س ، ص من خلال جدول التوزيع التكرارى ، المزدوج من خلال البيانات التالية :

جدول (۲-۲) جنول توزیع تکراری مزدوج لتغیرین س ، ص

المجموع	٦٠ - ٥٠	- £ .	- ٣.	- Y.	- 1.	ف ص ف ص
۲.	١.	Ċ	٣	۲	1	_۲.
١٤	-	٧	٧	_		-0.
٨	-	٥	-	-	٣	- ∧•
11	٧	-	٤	_	_	-11.
١.	_	_	0	_	٥	-18.
۱۷	-		۲	١٣	۲	-17.
١.	-	-	-	۲	٨	-Y.,
١.	۲	٨	-	-	-	Y7YY.
١	19	۲۵	۲۱	1٧	۸۸	المجموع

الحل :

- $Y = \{y \in \mathbb{Z} \mid x \in \mathbb{Z} \}$ الهامشي لكل من فئات (س) ، وفئات (ص) كما هو موضح بالجذولين (Y Y) ، (Y Y) .
- ٢ إيجاد حاصل ضرب س ص ك نقوم بالعمليات الموضحة بالجدول
 (٧-٤).
 - ٣ -- تطبيق المعادلة .

جدول (٧ - ٢) التوزيع الهامشي لفئات (س)

ئ ⁷ ك	حُ ك	τ	t	س	ك	ف س
٧٢	77 -	۲ –	۲. –	10	١٨	-1,
۱۷	1٧-	١ –	١	۲٥	۱۷	-Y.
صفر	صفر	مىقر	صفر	70	۲۱	-r.
۲٥	Yo +	۱+	٧. +	ده	۲٥	-٤.
٧٦	* **	۲+	۲۰+	00	١٩	۰۰ - ۳۰
19.	- 70 + · /				١	المجموع

جنول (۸ – ۲) التوزيع الهامشي لفئات (ص)

		_		Carrier.		
ح ک	حَ ك	έ	٦	<i>س</i>	ك	ف ص
١٨٠	٦٠ -	٣-	۹. –	40	۲.	-Y.
۳٥	- AY -	۲ –	٦. –	٦٥	15	-0.
٨	۸ –	١ –	٣	90	Α.	۸.
صفر	صفر	مىقر	صفر	140	11	-11.
١.	1.+	۱+	۳. +	100	١.	-18.
٨٦	٣٤ +	۲+	٦٠+	140	17	-\v.
٩.	٣. +	7+	9. +	410	١.	-Y
17.	٤٠+	έ+	14. +	450	١.	Y7YF.
٥٧٢	1/E+				1	المجموع

جدول (۹ – ۲)

					V	w _
المجموع	۲+	1 +	صفر	\ -	, –	0
	١.	0	٣	۲	-	٣ –
79 —	7	10	صفر	٦	_	
	-	٧	٧		-	۲ –
18 -	-	١٤	صفر	-	-	
	_	0	-	-	٣	\ -
\ +	_	0 -	_	-	7	
	٧		مىقر	-	1	صقر
صفر	صفر	-	0	-	-	
	-	-	٤	_	٥	۱+
١. –	-	-	صفر	-	١	
	-	-	۲	14. +	۲	۲+
78 –	_	-	صقر	- 77	۸-	
		-	-	۲	٨-	٣+
- ٤٥	-	-		7 -	£A —	
	7	٨	-	-	_	٤ +
٤٨+	17	٣٢	-			
144 -	£ £ —	۲ -	صفر	- 77	٦	المجموع

ولإيجاد قيمة الارتباط، يمكن تبسيط صورة المعادلة:

معامل الارتباط =

$$\begin{bmatrix} x_{(1/\xi+)} & -0xy \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{(1/\xi+)} & -1xy \end{bmatrix}$$

$$-2, 73t$$

$$-2, 733$$

$$-3, 73t$$

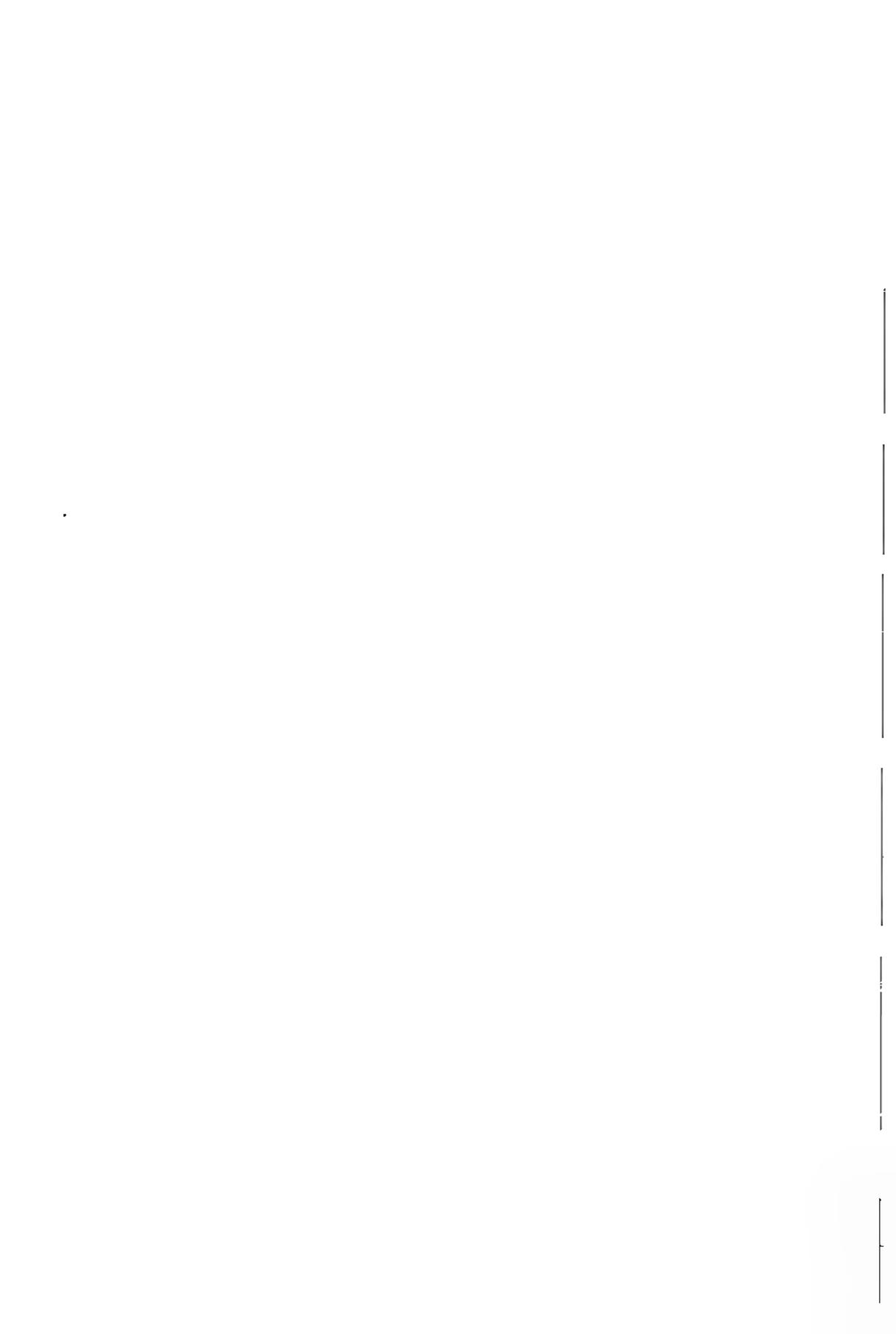
$$3 \cdot 0, 0 \cdot -1 = \frac{157, 5}{749, 5}$$

ويعد هذا الإرتباط ارتباطاً عكسياً يكاد يكون كاملاً ؛ أى أنه كلما زاد المتغير (س) قل المتغير (ص) .

الفصلالثالث

الارتباطبين متغيرين ترتيبين

معامل ارتباط سبیرمان معامل ارتباط جاما معامل ارتباط کندال



معامل ارتباط الرتب: Spearman-Correlation Coefficient

في بعض الأبحاث والدراسات لايمكن تحديد قيم المتغير أثناء تغيره ، بل يكون من السهل أن يعبر عن مراحل تغيره برتب نسبية ، وبذلك يمكن تحديد القيم بترتبيها الأول ثم الثاني وهكذا إلى أخر متغير.

مثال :

إراد باحث في أحد الأبحاث إيجاد معامل الارتباط بين صفتين من صفات اللياقة البدنية أو النفسية ، وشمل هذا البحث تقدير سبعة أو تسعة أشخاص مثلاً بالنسبة لهاتين الصفتين من تشابه أو اختلاف تقدير مدى الارتباط بين هاتين الصفتين.

ويؤثر ترتيب القيم على قيمة معامل الارتباط ، وسوف نعرض بعض الأمثلة . على ذلك ،

المثال الأول: أوجد معامل الارتباط للجدول (١-٣).

جدول (۱ - ۲)

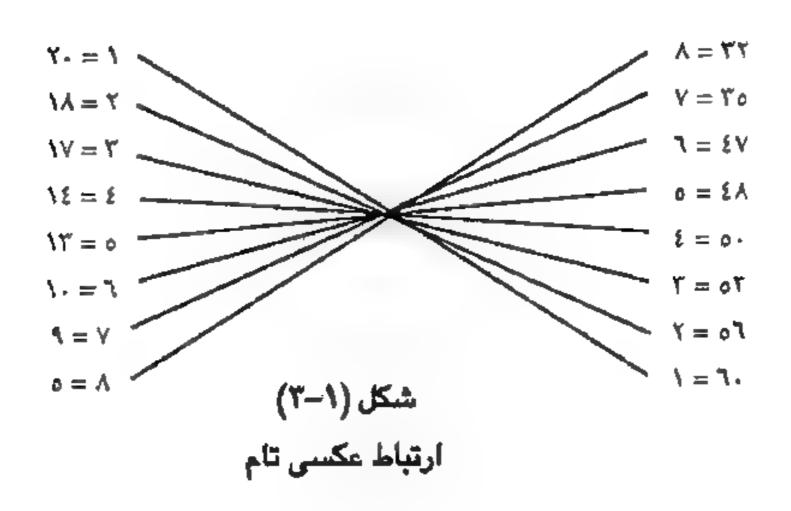
۲۷	ڡٛ	ترتیب ص	ترتیب س	ص	س
٤٩	٧	١	٨	۲.	77
۲٥	٥	۲	٧	١٨	40
٩	٣	٣	٦	۱۷	٤٧
١	١	٤	٥	18	٤٨
١	١	٥	٤	١٣	٥٠
٩	٣-	٦	٣	_ 1.	٥٣
٥٢	۰-	٧	٧	٩	٦٥
٤٩	٧ –	٨	١	0	٦.
177					

صورة المعادلة
$$= 1 - \frac{Y_{a \leftarrow b}Y}{\dot{v}(\dot{v}Y - 1)} =$$
معامل الارتباط (الرتب)

وهذا ارتباط عكسى تام .

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

س الترتيب ص



المثال الثائى:
اوجد معامل الارتباط للجدول (٢-٣)
جدول (٢ - ٣)

ف	ف	ترتیب ص	ترتیب س	ص	س
صفر	صفر	1	١	٧٠	۱۷۵
مىقر	صفر	۲	۲	79	174
مىقر	صفر	٣	٣	٦٨.	777
مىقر	مىقر	٤	٤	٦٥	178
مىفر	صفر	٥		٦.	176 .
۸۲۷	,				

ت معامل الارتباط =
$$1 - \frac{7 \times \text{صفر}}{6 \cdot 6^7 - 1} = 1 - \frac{\text{صفر}}{6 \times 37} = 1 - \frac{\text{صفر}}{17.}$$

. \ +=

وهذا ارتباط طردى تام .

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

المثال الثاني :

اوجد معامل الارتباط للجدول (٣-٣)

ف	ف	ترتیب ص	ص	ترتیب س	w
١	1 -	٤	۲.	٣	414
\	١	٣	47	٤	711
صقر	صفر	٧	١.	٧	3.7
1	1	۲	48	١	440
\	١	\	۲٥	۲	377
\	١	٥	17	٦	۲۰۸
\	\	٧.	14	٥	7.9
٦					

ن معامل الارتباط
$$= 1 - \frac{7 \times 7}{V(V^{7} - 1)} = 1 - \frac{77}{V \times \lambda3} = 1 - \frac{77}{V \times \lambda3}$$

. 197 =

وهذا ارتباط طردى غير تام، ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

ص	الترتيب	الثرتيب	س
۲.	£	- r	719
۲١	۲	– £	711
۸.	V	- v	3.7
71	Y	- \	440
Yo		- ۲	277
17	0	٦ -	۸.۲
17	4-	- o	4.4

شکل (۳ - ۳) ارتباط طردی غیر تام

المثال الثانى: أوجد معامل الارتباط للجنول (3-7) جنول (3-7)

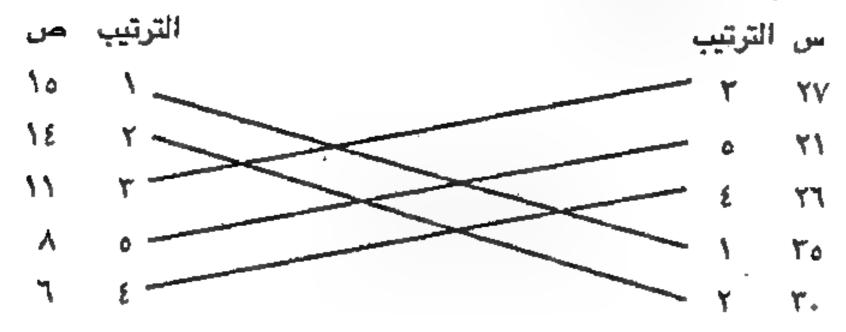
ف۲	ف	ترتیب ص	ص	ترتیب س	ш
٤	۲	1	10	٣	YV
٩	٣	۲	١٤	٥	71
١	١	٣	11	٤	77
٩	٣	٤	٨	١	٣0
٩	٣	٥	٦	۲	٣.
77	,				

: معامل الارتباط =
$$1 - \frac{7 \times 77}{0} - 1 = \frac{197}{0 \times 37} - 1 = \frac{197}{0 \times 37} - 1 = \frac{197}{0 \times 37}$$

$$I - I$$
, $I = -I$,

وهذا ارتباط عكسى تام ،

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:



شکل (٤-٢) ارتباط عکسی غیر تام

وفى بعض الأحيان قد يجد بالبحث حالات كثيرة يمكن أن تتكرر فيها الرتب في المتغير الواحد ، وبذلك قد تشترك قيمتان أو أكثر في رتبة ولحدة ، وفي هذه الحالة يعطى لهم ترتيب متوسط بينهم ،

مثال :

الطبيعى أن يكون الأول والأول مكرر والأول مكرر ولكن الثلاثة طلاب احتلوا المركز الطبيعى أن يكون الأول والأول مكرر والأول مكرر ولكن الثلاثة طلاب احتلوا المركز الأول والمركز الثالث ، وفي هذه الحالة يتم جمع قيم المراكز الثلاثة ثم يقسم على ثلاثة والناتج يعطى لكل ترتيب هكذا .

$$7 = \frac{7 + 7 + 7}{7} = \frac{7}{7}$$

تأخذ الرتبة الأولى ٢ والرتبة الثانية ٢ والرتبة الثالثة ٢

٢ – إذا أخذ خمسة طلاب تقدير جيد جداً في إحدى المواد الدراسية فإن من الطبيعي أن يكون الرابع مكرر وهكذا ، ولكن الضمسة طلاب أحتلوا المراكز من الرابع حتى المركز الثامن ، وفي هذه الحالة يتم جمع قيم المراكز من ٤ حتى ٨، ويقسم على خمسة ويعطى كل ترتيب القيمة نفسها هكذا .

ثم القيمة التالية لذلك تأخذ الترتيب التاسع .

مثال ذلك : أوجد معامل ارتباط الرتب لتقديرات عشرة طلاب في مادتين مختلفتين من خلال البيانات التالية :

مادة الإحصاء · ممتاز – مقبول – جيد -- ممتاز -- ضعيف -- جيد جداً --جيد -- جيد -- جيد

مادة الكيمياء : مقبول - مقبول - ممتاز - ممتاز - ممتاز - ضعيف -ضعيف - جيد جداً - جيد - جيد جداً ،

الحسل:

١ - ترتيب قيم س (مادة الإحصاء) ، ترتيب قيم ص (مادة الكيمياء) ثم
 الفروق بين ترتيب س ، ترتيب ص ، ثم مربع الفروق .

۲ - جمع مربع الفروق ثم تطبيق المعادلة :
 جمع مربع الفروق ثم تطبيق المعادلة :

ف٢	ف	ترتیب ص	ترتیب س	ص	س
41	7	۷,٥	١,٥	مقبول	ممتاز
Y, Yo	۵,۱	٧,٥	٩	مقبول	مقبول
17	٤	٠ ٢	٦	ممتاز	جيه
, Yo	•, 0-	۲	١,٥	ممتاز	ممتاز
٦٤.	λ,	۲	١.	ممتاز	مبيف
٤٢,٢٥	٦,٥-	٩,٥	٣	وضعيف	جين جداً
14,40	٣,٥-	٩,٥	٦	مُنعيف	عيد
Y, Y0	1,0	٤,٥	٦	جيد جداً	بليم
صقر	صفر	٦	٦	جيد	جيد
4,40	١,٥	٤,٥	٦	أعج بيم	جيد
1VV, o					

معامل الارتباط =
$$1 - \frac{7 \times 0, 0 \times 7}{(1 - 7), 1} - 1 = \frac{1 \times 70}{(1 - 7), 1} - 1 = \frac{1 \times 70}{1 \times 10}$$

$$= 1 - \Gamma \vee \cdot \cdot = \Gamma \vee \cdot \cdot \cdot$$

وهذا ارتباط عكسى ضعيف.

Gamma - Correlation Coefficient حمامل ارتباط جاما - ۲

يستخدم معامل جاما (١) عند تصنيف ازدواج القيم لمتغيرين كثيراً ، ويكون هذا التصنيف في فئات قليلة العدد ، ويتم ذلك عن طريق صورة المعادلة التالية :

حيث منها علم ارتباط جاما

مثال: أراد بحث التعرف على العلاقة بين اللياقة البدنية والتدخين. وذلك من خلال جدول التغريغ التالى:

جئول (٦ - ٢)

مدخن	غير مدخن	لياقة بدنيه
٤	٤٥	لياقة بدنية
٤.	٧	لياقة منخفضة

الميل:

١ – استخراج حاصل ضرب لياقة مرتفعة غير مدخن مع لياقة منخفضة مدخن .

کما یکی: ۵۶ × ۶۰ = ۱۸۰۰ وهی تمثل ت

٢ – استخراج حاصل ضرب لياقة مرتفعة مدخن مع لياقة منخفضة غير مدخن .

کما یلی: ٤ × ٧ = ٢٨ وهي تمثل ف

⁽١) معامل جاما قدمه جودمان وسيروسيكال عام ١٩٥٤ .

$$\frac{1}{2} = \frac{1}{1} + \frac{1}{1} = \frac{1}$$

وهو ارتباط طردى قوى ، ويعنى ذلك وجود علاقة قوية بين اللياقة البدئية وعدم التدخين .

ومعامل ارتباط جاما ينحصر ما بين - ١ ، + ١ ويتدرج كما يلى :

من صفر - ١, أرتباط ضعيف جداً.

أكبر من ١, - ٣, ارتباط ضعيف.

أكبر من ٣. - ٥. ارتباط متوسط.

أكبر من ٥, -٧, ارتباط ضعيف جداً.

أكبر من ٧, -١ صحيح سواء بالسالب أو الموجب (ارتباط قوى جداً) .

Kendall - Correlation Coefficient معامل إرتباط كندال - ٣

يستخدم معامل ارتباط كندال في الحالات التي تعتمد على التكرارات والفئات المختلفة ، والتي لايمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون معها ، سواء للدرجات الخام أو الفئات .

ويتم ذلك عن طريق المعادلة التالية:

مثال: أراد باحث تعرف العلاقة بين النوع (ذكر / أنثى) ومستوى التعليم (عال / متوسط). وذلك من خلال جدول التفريغ التالى:

جدول (۷ - ۲)						
أنثى	ڏکر	الثعليم				
۲٥	٣-	بالد				
٤	٦	متوسط				

الحل:

٣ - تطبيق المعادلة

كما يلي:

$$\frac{\cdot 77 - \cdot \circ 7}{\circ, (\circ 7)(37)} = \frac{- \cdot 7}{\cdot \lambda \cdot 7}$$

, · · · \ - =

وهو إرتباط سألب ضعيف جداً ، و يعنى ذلك أنه لا توجد علاقة بين النوع (ذكر /أنثى) ، ومستوى التعليم (عال / متوسط) ،

الفصل الرابع

الإرتباط بين متغيرين اسميين معامل ارتباط كرامير معامل ارتباط كرامير معامل ارتباط لامدا

معامل ارتباط گرامیر Crarmer - Correlation Coefficient یستخدم معامل کرامیر عندما لایمکن استخدام معامل ارتباط الکمی أو معامل ارتباط الکمی أو معامل ارتباط الرتب ، فإذا کان هناك متغیر عن النوع ذكوراً آنات أو الجنسیة مصدی ، یمنی – إنجلیزی ... إلی غیر ذلك .

لذا يمكن إيجاد الارتباط عن طريق هذا المعامل عن طريق المعادلة التالية :



معامل إرتباط كرامير

ع = عدد الصفوف أو الأعمدة أيهما أقل .

مثال :

أوجد معامل الإرتباط بين الجنسين ولون البشرة من خلال البيانات التالية في الجدول .

جدول (۱ - ٤)

المجموع	هندی	إنجليزي	لبناني	البيان
14.	1.	٥٠	3**	أبيض
٩.	٥٠	١.	٣.	أسمر
۲۱.	٦.	٦.	٩.	المجموع

الحل:

١ – إيجاد قيمة جـ بالطريقة التالية :

١٧.	١.	\	0 -	,40	٦.	.77
٩.	٥٠	, £3,	١.	٧٠٢	۲.	.11
Y1.	٦.		٦.		٩.	

٢ - إيجاد قيمة جـ من حاصل جمع جـ ، جـ ، س، جـ ن

وهي كالقالي:

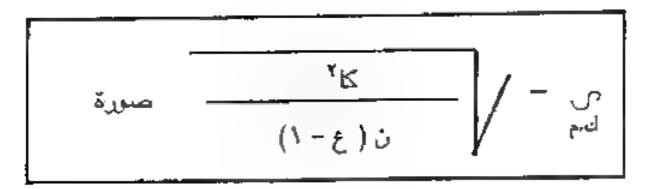
$$17, + 07, + 1.. + 11. + 7.. + 73. = 11.1$$

٢ - إيجاد قيمة معامل الارتباط باستخدام المعادلة صورة ()

وهي كالتالي :

وهذا الارتباط ارتباط قوى أى أنه توجد علاقة بين الجنسية واون البشرة .

ويمكن إيجاد معامل إرتباط كرامير بدلالة كا (مربع كا) .



= معامل آس إرتباط كرامير

کا ۲ = معامل مربع کا

ن = عدد التكرارات.

ع = عدد الصنفوف أو الأعمدة أيهما أقل.

معامل ارتباط لامدا Lamda - Correlation Coefficient

يستخدم هذا المعامل لايجاد الارتباط بين بعض المتغيرات الاسمية ، ويعتمد على جداول تكرارية مزدوجة، وذلك عن طريق المعادلة التالية :

= معامل آب ارتباط لامدا

لث = تكرار الفئة المنوالية لكل فئة من فئات المتغير المقدر س ك ص = تكرار الفئة المنوالية التوزيع الهامشي للمتغير التابع ص مثال:

اراد باحث معرفة العلاقة بين مستوى اللياقة البدئية والعمر الزمنى لعينة من خلال البيانات التالية :

(2 -	17)
------	-----

المجموع	YY - 19	77 - KI	10 - 17	العمر العمر العمر العمر
70	٥	۲.	٤٠	ممتاز
148	٩	4.	Y0	جيد
175	18.	λ	١٥	ضعيف
707	301	118	٨٠	المجموع

الحل:

- ١ -- جمع الصفوف ،
 - ٢ جمع الأعمدة .
- ٣ -- تطبيق المعادلة ٠٠
- ٤ جمع فئة ممتاز مع العمر الزمنى ١٣ ١٥ وهو (٤٠)
 - + فئة جيد مع العمر الزمني ١٦ ١٨ وهو (٩٠)
 - + فئة ضعيف مع العمر الزمنى ١٩ -- ٢٢ وهو (١٤٠)
 - .: المجموع الكلي = ۲۷۰
- ٥ حساب تكرار الفئة المنوالية للتوزيع الهامشي للمتغير التابع ص
 وهي = ١٦٣

٦ - تطبيق المعادلة على النحو التالي :

. يوجد ارتباط بين مستوى اللياقة البدنية والعمر الزمني وهذه العلاقة موجبة

معامل الارتباط الرباعي Tetrachorice Correlation

يستخدم معامل الارتباط الرباعي إذا كان المتغيران المراد معرفة ارتباطهما يعتمدان على التغير الاقتراني القائم بين المقاييس الثنائية ، كما يحدث حين نحاول معرفة ارتباط بند من بنوه اختبار في دور التقنين ببند أخر ، واقتصارت الإجابات

على صبح وخطأ أو الدرجة (١ ، صفر) أو كما يحدث حين نحاول حساب معامل الارتباط بين سمات أو متغيرات لايمكن قياسها بطريقة مباشرة ، ولكن من الممكن نصنيف الأفراد في كل منها تصنيفاً زوجياً .

ويقوم حساب معامل الارتباط الرباعي على الفروض التالية:

- ان الدرجات في مصفوفات هذا الارتباط تتوزع توزيعا اعتدالياً ، سواء كان ذلك فيما يتعلق بالتوزيع الهامشي للتكرار أو داخل خانات المصفوفات .
- ٢ أن العلاقة بين المتغيرين علاقة خطية ، بحيث يمكن أن نتنبأ من أحدهما
 عن الأخر ، وأن الانحدار خطى .

ويعتمد حساب الارتباط الرباعي على الجدول الرباعي للنسب المختلفة للمقاييس الثنائية ، ويمكننا أن نميز احتمالات أربعة ، ويتضح ذلك من المثال التالي: مثال : أراد باحث القيام بدراسة على (١٠٠) فرد لتعرف ما يلي :

١ -- هل تشعر بقلق إذا تواجدت وسيط جماعة ؟

٢ - هل تكره حضور المباريات ؟

وكانت نتيجة الإجابة عن هذين السؤالين ، كما هو موضح في الجدول المقسم إلى أربع فئات : فئتان لإجابة كل سؤال :

جدول (٤ - ٤) إجابات الأسئلة على المقياس

النسبة	المجموع	¥	ثعم	(1)
7.50	80	رد (د)	۲٠ (i)	نعم
7.70	70	۳.	(ب)	K
	١	٤٥	00	المجموع
		7.20	%00	النبعبة

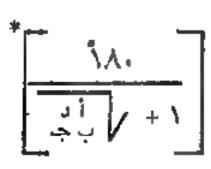
حيث إن :

- (أ) للذين أجابوا عن السؤالين (نعم).
- (ب) للذين أجابوا عن السؤال الأول (لا) والثاني (نعم).
- (ج) للذين أجابوا عن السؤال الأول (نعم) والثاني (لا) .
 - (د) للذين أجابوا عن السؤالين (لا).
 - (ن) مجموع الحالات.
 - (ص ب) معامل الارتباط الرباعي .
- (ص) الارتفاع عند نقطة تقسيم المنحنى الاعتدالي بنسبة ٣٥٪ ، ٢٥٪ .
- (ص) الارتفاع عند نقطة تقسيم المنحنى بنسبة ٥٥٪ ، ٥٤٪ . في المثال الحالي ،

والارتباطالرباعي يقوم على أساس حساب أ × د - ب × ج ، فإذا كان هذا المقدار كبير القيمة ، دل على أن الارتباط قوى والعكس بالعكس .

الحل:

١ -- استخدام القانون التاني :



ب جتا س

٢ - ترجمة الرموز في الخلايا كالتالي:

۱ = ۲۰

ب = ه١

ج = ٥٣

د = ۲۰

^(*) قَوْد ليهي السيد

٣ - تطبيق المعادلة كالتالى:

ب جتا س

ويعنى ذلك عدم وجود ارتباط

		·

الفصل الخامس

معامل الارتباط الجزئي معامل الارتباط الثنائي معامل الارتباط المتعدد معامل التوافق معامل التوافق

	•	

الفصل الخامس

Partial Correlati

الارتباط الجزئي

يذكر فؤاد البهى معنى الارتباط الجزئى ت «تقوم فكرة الارتباط الجزئى على تصميم معنى الارتباط حتى يشتمل على حساب التغير الاقترائى لأكثر من ظاهرتين أو اختبارين».

وفى هذا النوع من الارتباط يتم حساب الارتباط بين أى اختبارين ، مع عزل الأختبار الثائث ، وتكرر هذه العملية بالنسبة الأى عدد من الأختبارات يطبق عليها هذا النوع من الاختبارات ،

ويهدف الارتباط الجزئى تثبيت أثر العوامل المختلفة وذلك بعزلها عزلا إحصائياً ليستطيع الباحث أن يتحكم في المتغيرات المختلفة التي يقوم ببحثها، وأن يضبطها ضبطا رياضيا دقيقاً .

مثال :

أوجد معامل الارتباط الجزئى بين المتغيرات أ ، ب ، جا باستخدام معاملات الإرتباط التالية :

- معامل الارتباط بين القلق (أ)
- مستوى الطموح (-) = ٥٨,

معامل الارتباط بين القلق (أ) ،

معامل الارتباط بين مستوى الطموح (ب)

ومفهوم الذات (جـ) = ٢٤,

الحل:

١ - استخدام صورة القانون التالية :

۲ مین اب = ۵۸, مین اج = ۲۳, مین بد – ۲۴,

٣ - تطبيق صورة المعادلة

Bi - Serial Correlation

معامل الإرتباط الثنائي

يذكر فؤاد البهى أن هذا النوع من الارتباط يهدف قياس التغير الاقترائى القائم بين المقاييس المتنابعة والمقاييس الثنائية . ومن أمثلة ذلك ارتباط درجات أى أختبار بإجابات سؤال ما من أسئلة هذا الاختبار .

ويذكر السيد خيرى استخدام هذا النوع من الترابط ، والتي يتعذر فيها تصنيف أحد المتغيرين إلى فئات عدية محددة المدى ، بينما يتيسر ذلك للباحث فيما يتعلق بالمتغير الأخر، والحالات التي يستخدم فيها الترابط الثنائي هي التي يصنف فيها أحد المتغيرين في مجموعتين ،

ويخضع استخدام معامل الارتباط الثنائي لأنه ينبغي أن يكون مؤسساً علي فرضيين أساسيين :

ان یکون کل من المتغیرین متصالا ، ولکن أحدهما قد صنف اسبب ما إلى
 مجموعتین فقط ،

Population - أن كلا منهما موزع في المجموعة الأصلية Population توزيعاً الإعتدائياً.

مثال إيجاد معامل الارتباط الثنائي من البيانات التالية:

في أحد الابحاث أراد باحث أن يوجد العلاقة بين نمط الجسم للفرد،

ودرجاته في اختبار السرعة ، وكانت البيانات كما في الجدول (١٥٥):

ملحوظة أن نمط الجسم يمكن تمثيله بالشكل التالي:

المجموع	۸۰-۷۰	- 7.	- 0+	- ٤.	- T.	- Y.	- 1.	السرعة تعط الجسم
44	٣.	17	۲.	10	١.	٧	٥	سمين
۸۹	٦	٥	١.	١٤	17	71	۱۷	نحيف
١٨٨	77	17	۲.	49	44	۲۸	**	المجموع

الحل :

استخراج متوسط المجموعتين مجموعة النمط السمين ومجموعة النمط النحيف ويتمثل في «م أ ، م ب » ،

٢ - استخراج الانحراف المعياري للمجموعة الكلية أي «ع»، وذلك عن طريق الجدول (٢ - ٥):

جدول (٢ - ٥)

ك ح	έ	ك	ك حَ	έ	এ	ف
-10	٣-	۱v	o 1 -	٣-	0	- 1.
£Y -	۲ –	*1	11 -	۲ –	٧	- Y.
- 71	١	17	1	1	١.	- 4.
صقر	صفر	١٤	صفر	مىقر	10	- 1.
1.	1	1.	٧.	1	۲.	0.
١.	۲.	6	48	۲	۱۲	- T.
١٨	٣	7	٩.	٣	۲,	۸۰ – ۷۰
۳۸ ۱-۹ –		۸۹	37/ - P7		49	المجموع
Y1 -			90			

$$rq, qo = \frac{1 \cdot \times qo}{1 \wedge \lambda} - \epsilon_0 = \frac{1}{1}$$

$$\xi \Lambda, \forall \Lambda = \frac{1 \cdot \times \vee 1 - }{1 \cdot \Lambda \Lambda} = \xi \circ = \Lambda$$

حيث إن: ٥٤ وهي مركز الفئة ٥٩ مدك حُ ١٠ طول الفئة ١٨٨ المجموع - ٧١ مجدك حُ

(٥	_	٣)	ول.	جا
•				•		

ك ح ^Y	ك ح	ح١٢ -٣	ك	فئات السرعة
1.22	77	٣ –	77	- 1.
F3.Y	- Fa	Υ —	۲۸	- Y.
Y7	Y7	١	77	- 7-
منقر	مىقر	صفر	74	- £.
۲.	۲.	١	۳۰	- o ·
N.F	۲٤	۲	١v	- T -
TYE	١٠٨	٣	٣٦	۸۰ – ۷۰
٧A٥	\		144	المجموع
_	48			

$$\frac{\lambda_{1}}{\lambda_{1}} = \frac{\lambda_{1}}{\lambda_{1}} = \frac{\lambda_{1}}{\lambda$$

اوجد نسبة عدد أفراد المجموعتين إلى أفراد المجموعة الكلية (المجموعتين معاً) ولنرمز لهما بالرمزين أ ، ب

فقی المثال السابق
$$i = \frac{99}{100} = 70$$
 ,
$$\epsilon V = \frac{100}{100} = 40$$
 ,
$$\epsilon V = \frac{100}{100} = 40$$

إيجاد ارتفاع المنحنى الاعتدالي عن نقطة انفصال المجموعتين ، وذلك من جدول المنحنى الاعتدالي ونبحث في المثال السابق عن الارتفاع عندما تكون

المساحة ٥٣, والمساحة الصغرى ٤٧, وهو يساوى ٤٠, ويرمز لهذا الارتفاع الذى تحصل عليه بالرمز «ص» .

وبالتعويض في القانون:

معامل الارتباط الثنائى =
$$\frac{a_1 - a_2 - v_1}{3} \times \frac{1 \times v_2}{2}$$

رُى = $\frac{|| \text{line in Augusta by in State of the property of the property$

- ۳۹, × ۳۳, = - ۲۵, وهذا الارتباط عكسى . ن - ۲ = ۱۸۸ - ۲ = ۱۸۸

Multiple Correlation

معامل الارتباط المتعدد

يذكر فؤاد إبو حطب وأمال صادق أن معامل الارتباط المتعدد يحدد العلاقة بين متغير واحد (وهو المتغير التابع أو المحك) Dependent Variable ، ومتغيرين أو أكثر المحليل المعلم الم

ويمكن استخدام هذه الصورة من المعادلة التالية لاستخراج معامل الارتباط المتعدد :

حيث $7.117 = معامل الارتباط للتعدد بين <math>m_1$ وسي وسي معا

حيث ٦٠١٠ = معامل الارتباط البسيط بين س، وس، .

حيث ٣٠١٠ = معامل الارتباط البسيط بين سي وسي .

حيث ٣٠٢٠ = معامل الارتباط البسيط بين سي وسي .

مثال : ا

اوجد معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات التالية :

1,7,7,3,0

الحله

١ - إيجاد معاملات الارتباط البسيط بين كل متغير وآخر ويتم ذلك كما يلى :

أ - معامل الارتباط بين ١، ٢

ب – معامل الارتباط بين ٢،١

ج - معامل الارتباط بين ١،٤

د - معامل الارتباط بين ١،٥

ه - معامل الارتباط بين ٢،٢

و - معامل الارتباط بين ٢، ٤

ز - معامل الارتباط بين ٢،٥

ثم لتسهيل ذلك يمكن وضعها في مصفوفة ، كما في الجدول (١٤ - ٣).

جدول (٤ - ٥)
مصفوفة الإرتباط بين المتغيرات

س ہ	س ٤	س ٣	س ۲	یس ۱	المتغيرات
, ٤٣	۲۳,	,00	۲۷,	_	س ۱
۰,۰۷	, ٤٣	۲۳,	-	٠,٣٧	س ۲
۲۵,	, ۲٥	_	, ۳۳	,00	س ۴
ه٦,	_	, ۲0	, ٤٣	, 77	ىس ٤
_	ه٦,	ه٦,	, ₀٧	, ٤٣	س ہ

٣ - تطبق المعادلة كما في الصورة المبينة وهي كالتالى :

وبالصمنول على الجنر التربيعي للمقدار السابق ، يكون معامل الارتباط المتعدد مساوياً للقيمة = ٨٠. وهي قيمة دالة إحصائياً.

معامل التوافق

يستخدم معامل التوافق في حالة الجذاول التي يزيد عدد خاناتها عن أربع خانات لدراسة صفات المتغيرين قيد الدراسة ، التي تنقسم إلى أكثر من نوعين .

هذا ويمكن فهم معامل التوافق من خلال الجدول التالى ، الذي يبين توزيع الدني طالب حسب درجات لياقاتهم البدنية المهارات الأساسية .

جىول (٢ - ٥)

المجموع	متوسط	ضعيف	المهارات الأساسية اللياقة البدنية
710	٥٢	Yo. '	ضعيف
220	۲٥-	٨٥	متوسط
70.	490	00	چيد،
١	٦١.	٣٩.	المجموع

الحل:

- ١ -- إيجاد مربع تكرار كل خانة بالجدول ،
- ٢ نقسم الناتج على حاصل ضرب مجموع تكرارات العمود الذي به الخانة
 في مجموع تكرارات الصف الذي بهالخانة نفسها أيضاً
 - ٣ نجمع خوارج القسمة ونفرض أن مجموعها يساوى ج.،
 - ٤ نستخرج معامل التوافق من المعادئة :

$$= \frac{Y(00)}{Y(00)} + \frac{Y(10)}{Y(00)} + \frac{Y(10)}{Y(10)} + \frac{Y(10)}{Y(10)} + \frac{Y(10)}{Y(10)} = \frac{Y(10)}{Y(10)} + \frac{Y(10)}{Y(10)} = \frac{Y(10)}$$

ن معامل التوافق =
$$\sqrt{\frac{.7.173 - 1}{.7.173}}$$
 = $\sqrt{\frac{.7.173}{.7.173}}$

ه - يدل ذلك على أن هناك علاقة طردية قوية بين اللياقة البدنية والمهارات
 الأساسية .

معامل الاقتران للارتباط بين الصفات

هناك بعض الحالات التي يكون فيها استخدام معامل الارتباط متعدداً ، وذلك لأن المتغيرين قيد البحث ليس لهما قيمة عددية ، ولكنهما مجرد صفات وفي هذه الأحوال نتفادي استخدام معامل الارتباط سبيرمان أو بيرسون ، ولذا يمكن أن نلجأ إلى ما يسمى بمعامل الاقتران ، فإذا أمكن وضع بيانات المتغيرين بطريقة رباعية في جدول مزدوج ذات أربع خانات، فإن هذا يكون في مبررات استخدام معامل الاقتران .

أما إذا كانت صفات المتغيرين قيد الدراسة تنقسم إلى أكثر من نوعين ، ونحتاج إلى جدول تزيد خاناته عن أربع ، فإن المعامل الذي يستعمل في هذه الحالة يسمى بمعامل التوافق ،

مثال :

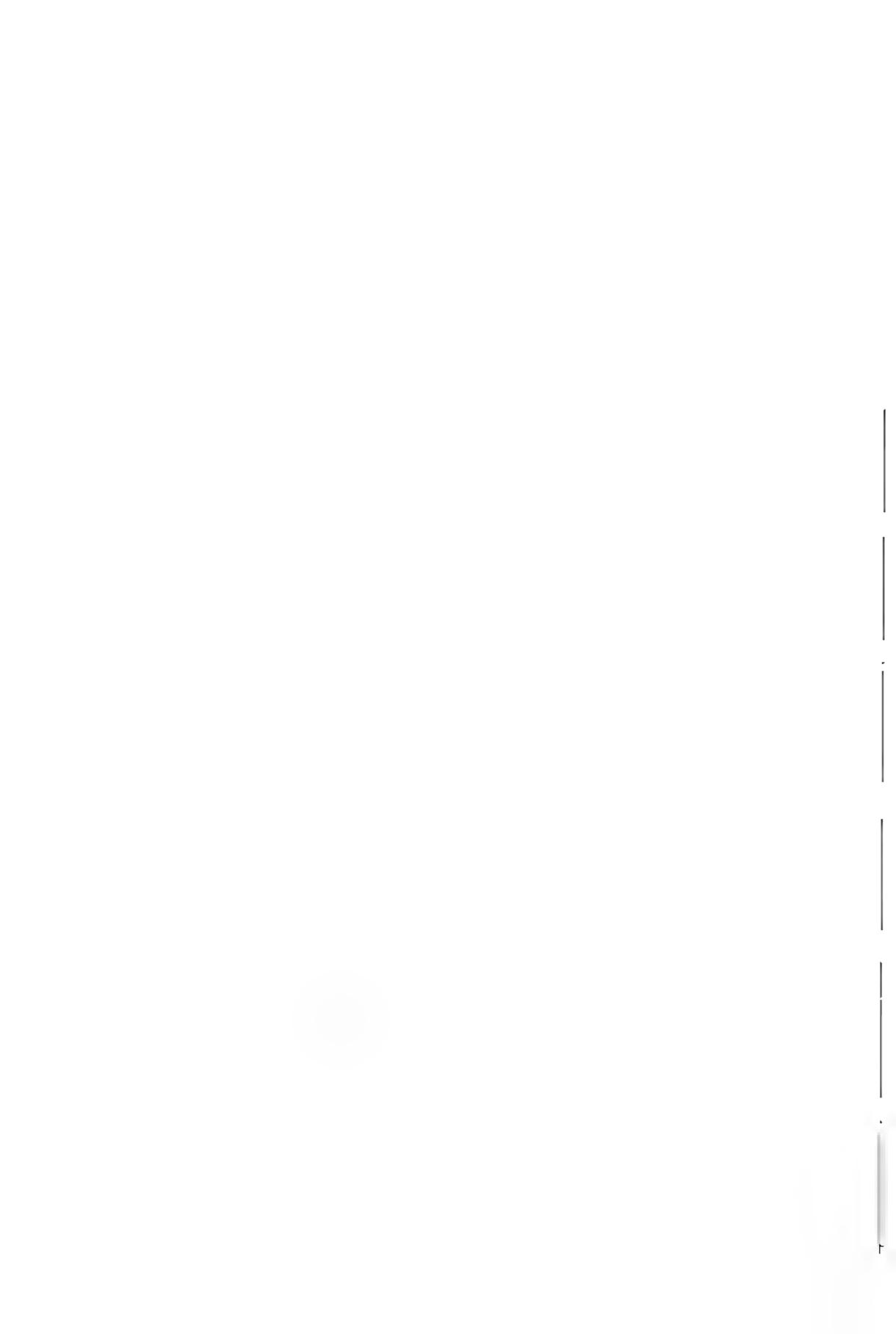
أوجد العلاقة بين اللباقة البدنية وعدم الإصابة بالقلب من خلال البيانات التالية :

لياقة بدنية	لياقة بدنية	الستوى
منخفضة	مرتفعة	الفحص الطبى
(ب) ۲۰۰	٠٠٤(١) ٢٠٠	غیر مصاب
(3) ٢٠٠	۱۰۰ (۶)	مصاب

الحل:

۲ -حبیث (أ، ب، ج، د) تمثل قیم الأربع خانات فی الجدول المزدوج
 السابق،

$$7 - 0$$
 معامل الاقتران = $\frac{1.3 \times 1.7 - 1.7 \times 1.0}{1.0 \times 1.0 \times 1.0}$



القصل السادس

الانحدار

التحليل المنطقى للانحدار

-	•		
			ļ
			1

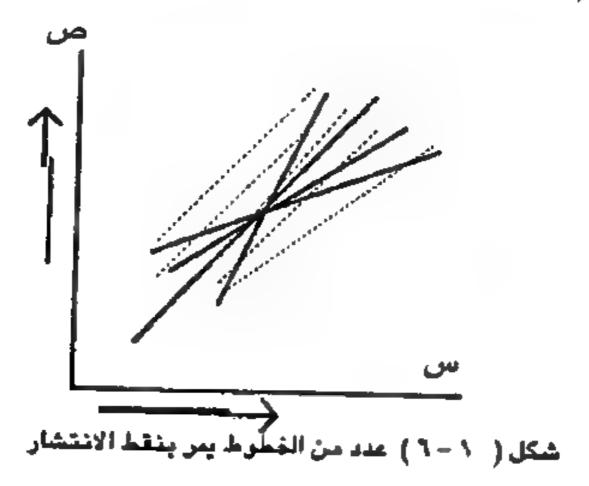
القصل السادس

Regression

الإثحدان

إن المستقيم الذي يربط بين المتوسطات الحسابية لقيم أحد المتغيرين المقابلة لقيم المتغيرالأخرى ، يطلق عليه خط الانحدار .

ويذكر يحيى هندام ، ومحمد الشبراوى على أننا قد نحتاج إلى تقدير قيم أحد المتغيرين أو التنبؤ بها إذا عرفت قيم المتغير الأخر ، وكانت بين هذين المتغيرين علاقة ظاهرة ، وتوزيع النقط على الرسم البيانى هو الذى نسميه بشكل انتشار النقط Scatter Diagram ، وهذا الشكل بين لنا نوع الإرتباط ومدى قوته ، والخط الذى تتناثر حوله النقط على الرسم هو ما نسميه بخط الانتشار ، وهذا الخط الذى نرسمه يمر بأكبر عدد من النقط ليصور العلاقة بين متغيرين قد يختلف من شخص إلى أخر ؛ فينتج عندنا عدد كبير من الخطوط كما هو مبين في شكل (١-١)



وتحليل الانحدار يعد أسلوباً للتنبؤ بقيم متغير أو أكثر من المتغيرات التابعة "dependent variables" باستخدام قيم مجموعة من المتغيرات المستقلة

"independent variables" كما أنه يمكن استخدامه لتقييم أثر المتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة .

وكلمة انحدار "regression" لاتعكس أهمية هذا الأسلوب الإحصائي أو مدى إتساع وإنتشار تطبيقاته ، ولقد أخذ هذا الاسم من عنوان أو بحث قدمه ف ، جالتون "F. Galton"

وحيث إن الانحدار يهدف الإفادة من الارتباط فى التنبق ، لذا نجد أهمية فى الإفادة من أختبارات معينة تهدف التنبق بمستويات الأفراد فى نواحى النشاط الجديدة ، التى لم يمارسوها من قبل .

ويذكر فؤاد البهى فى هذا الصدد ، أننا ندرك معنى الانحدار وأهميته فى التنبؤ بدرجات الاختبار الأول س ، ويسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص على س ، وتستطيع أيضا أن نتنبأ بدرجات الاختبار الأول س من درجات الاختبار الأول س من درجات الأختبار الثانى ص ، ويسمى هذا النوع س على ص .

مثال : استنتج «ص من س » من خلال البيانات التالية :

س: ٤، ٥، ٩، ٠٢، ٢٢.

ص: ۷، ۹، ۸، ۱۲، ۱۲،

الحل: ١ - عمل الجدول التالي (١ -٦):

س ص	ص۲	ص	س۲	سن	٦
TA	٤٩	Υ	17	٤	١
٤٥	۸۱	٩	70	٥	۲
٧٢	ኘ٤	٨	//	٩	۲
٧٨٠	147	١٤	٤٠٠	٧.	٤
377	337.	14	3.4.3	**	0
مدس من ۱۸۹	مجاص ^۲ ۵۳٤	مد عن = ٥٠ م عن = ١٠	محاس ^۲ ۱۰۰۳	مدس ۱۲ م س = ۱۲	ن = ه
		ځ مي = ۲,٦١		ع س = ۲ه, ۷	

حيث: س – قيمة (درجة)

مح س = مجموع قيم س

م س = متوسط قيم س

ع س = الإنحراف المعيارى لقيم س

س القيمة (درجة)

ص = قيمة (درجة)

مح ص = مجموع قيم ص

٢ - استخراج معامل الارتباط عن المعادلة التالية :

$$\frac{7 \times 7 \cdot 0}{3 \cdot 0} = \frac{7 \times 7 \cdot 0}{3 \cdot 0}$$

٣ -- إيجاد معادلة إنحدار ص على س طبقا للمعادلة :

٤ - طريقة التنبؤ بقيمة ص بمعلومية قيمة س :

ه – يمكن إيجاد معادلة انحدار س على ص طبقاً المعادلة :

$$w = \sqrt{x} \times \frac{3}{3} = \frac{3}{3} \times (200 - 3) = \frac{3}{3} =$$

وهناك معادلة أخرى لإيجاد خط انحدار ص على س:

«ص ، س » القيم الخام

«صُ ، سُ » التوسطان الحسابيان لكل من قيم ص وقيم ص .

«ب» معامل الانحدار Coefficient of Regression ويمكن إيجاد قيمة «ب» من المعادلة التالية

إيجاد معادلة خط إنحدار س على ص :

التحليل المنطقى للانحدار

مقدمة:

يمكن تعريف تحليل الانحدار عموماً على أنه تحليل العلاقات بين المتغيرات وهو يعد أحد الأساليب الإحصائية الأكثر استخداماً ؛ حيث يقدم طريقة يسيطة لإيجاد علاقة دالة بين المتغيرات ، ويتم التعبير عن هذه العلاقة في شكل معادلة مرتبطة بالاستجابة أو بالمتغير التابع «ص» ، ومرتبطة أيضاً بأكثر من متغير مستقل سي ، سي ، وتأخذ معادلة الانحدار الصيغة التالية :

ص = بمنر ، ب، × س، + ب، × س، + + بن × سن

وتسمى كل من ب ب ب ب معاملات الانحدار ، ويتم تحديدها من البيانات ، وتسمى معادلة الانحدار التي تحتوى على متغير واحد مستقل بمعادلة الانحدار التي تحتوى على متغير مستقل تسمى معادلة الانحدار البسيط ، والمعادلة التي تحتوى على أكثر من متغير مستقل تسمى معادلة الإنحدار المتعدد.

يتم إستخدام الانحدار لاختبار تأثيرات عدد من المتغيرات المستقلة (عوامل التنبق) على متغير واحد مستقل (معيار) . ويختبر الانحدار عن طريق انحراف المتوسطات . ويجب أن يتم قياس جميع المتغيرات بالنظار المترى ، وقد تكون بيانات الأختبار إما بيانات خام أو مصفوفة ارتباط .

ويقيس تحليل الانحدار درجة تأثير المتغيرات المستقلة على متغير تابع ، وفي حالة متغير مستقل واحد ؛ لذا يمكن التنبؤ بالمتغير التابع من المتغير المستقل من خلال المعادلة البسيطة التالية :

ص = أ + ب س حيث (أ) = مقدار ثابت

وكان يمكن توسيع هذا إلى مفهوم المتغير المتعدد كما يلى :

ص = أ + ب، س، + ب، س، + ب، س، + ب، س، + ب، سن

ولابد من ملاحظة أنه سواء كان بالنسبة لمتغير واحد أو لمتغيرات متعددة ، تكون العلاقة المتنبأ بها دائماً خطية ،

تفسير بياني لتحليل الانحدار:

فالطريقة البسيطة لتقريب معادلة انحدار المتغير واحد هى رسم علاقة بين المتغيرات ، وتتطلب المهمة أن ترسم أولاً المتغير التابع مقابل المتغير المستقل ، ويطلق على هذا النوع من الرسم اسم الرسم البياني المبعثر (المنتشر) .

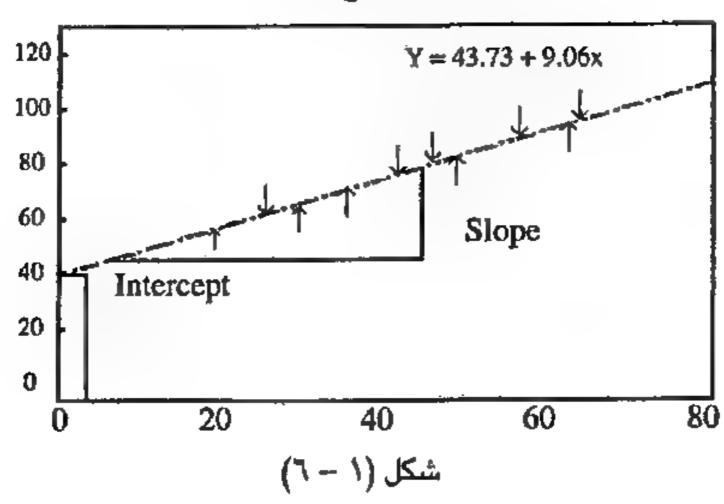
ثم لتحديد الخط المستقيم الذي يمثل الاتجاه خلال منتصف نقطة البيانات .
وهو اتجاه به « أحسن مطابقة» . ويحدد استخدام الاتجاه في تحليل انحدار العلاقة
بين المتغيرات المستقلة والتابعة ، ويتم استخدام العلاقة التي تم تحديدها للتنبؤ
بالقيم المختلفة للمتغير التابع ، حين نضع في الاعتبار قيماً محددة للمتغير المستقل .
وتكون دائماً هذه العلاقة المتنبأ بها في شكل اتجاه خطى .

والجدول التالي يحدد مجموعة من القيم تمثل متغيراً مستقلاً (س) والمتغير التابع (ص) .

جىول (٢ - ٦)

٥٢	45	٧o	Y.Y	٤٧	٥٧	3.5	41	٤٣	49	س
٧٩	٥٩	1.4	VV	48	4٧	ΓA	70	AY	'ለ	من

Linear Regression Model



ويتم الاستفادة من هذا المفهوم البسيط لوضع صياغة حسابية دقيقة لتحليل الانحدار . ويتم تعريف خط أحسن مطابقة على أنه الخط الذي يكون من خلاله مجموع مربعات انحراف نقاط البيانات المختلفة هي الأقل . ويتم أيضناً الإشارة إلى خط الانحدار على أنه أقل خط مربعات .

وفى حالة مشكلة المتغير المتعدد ، يتم الوصول إلى معادلة الإنحدار في تتابع من معادلات الإنحدار الخطية بأسلوب تدريجى ، وفي كل خطوة من خطوات التتابع يتم إضافة متغير واحد إلى معادلة الانحدار ، والمتغير المضاف هو المتغير الذي يشكل أكبر انخفاضاً في مجموع أخطاء المربعات في بيانات العينة ، وعلى نحو متساو فهو المتغير الذي حين يتم إضافته ، يقدم أكبر زيادة في قيمة «ف» . والمتغيرات التي ليس بها ارتباط ذي دلالة مع المتغير المستقل ، هي تلك المتغيرات التي لاتزيد إضافتهم إلى قيمة «ف» ولايتم إظهارها في معادلة الانحدار .

التقدير الحسابي لمعاملات الانحدار:

ا - مع متغير واحد مستقل: يتم عرض التقدير الحسابي لمعاملات الانحدار
 في حالة المتغير المستقل الواحد،

وزيتم تقديم انحدار (معامل الانحدار) بالنسبة لخط أقل مربعات عن طريق «ب» حيث:

ويتم تقديم الجزء المحصور (المتغير المستقل) لخط الانحدار عن طريق أحيث: أ = ص - ب س

البواقي :

يتم تعريف البواقى على أنها الفروق بين القيم الفعلية والمتنبأ بها المتغير التابع . ويعتبر الخطأ المعيارى للتقدير هو الانحراف المعيارى للبواقى ، ويمكن حساب الخطأ المعيارى للتقدير كما يلى:

مثال: متغیر تابع واحد من خلال البیانات فی جدول (۱) والتی تم عرضها من خلال الرسم البیائی شکل (۱).

> الحل: ١ -- عمل الجدول (٣ - ٦) كما يلى: جدول (٣ - ٦)

ص ۲	س ۲ ٍ	س ص	ص	س	٦
1701	3773	7707	٦٨	79	١
1469	3775	2011	λ۲	٤٣	۲
/33	7177	1777	70	41	۲
8.97	Vrga	00.8	ΓA	٦٤	٤
P377	98.9	0079	47	φY	ا ۵
44.4	7788	££\A	4.8	٤٧	٦
٧٨٤	0979	7107	VV	47	v
٥٦٢٥	1.7.9	۷۷۲٥	1.7	٧٥	٨
1107	7837	۲۲	٥٩	72	٩
4V- £	7751	٨-١3	V ٩	۲٥	٨.
37777	777/0	۳۸۸ ۲۸۸۰	۸.١	٤٦٠	المجموع المتوسط

$$\frac{Y_{(ac-v)}}{v}$$
 (مدس) $Y_{(ac-v)}$ $Y_{(ac-v)}$ $Y_{(ac-v)}$ $Y_{(ac-v)}$ $Y_{(ac-v)}$ $Y_{(ac-v)}$

$$78V8 = 37777 - 77778 = \frac{7(87.)}{1.} - 77778 =$$

$$= \frac{n + m \times n}{1}$$
 – إيجاد قيمة مجموع مربعات س ص $= \frac{n + m \times n}{1}$

$$1908 = 73887 - 7387 = \frac{19887}{1} - 73877 = 30PI$$

$$\frac{7(م-0)}{3} - 1$$
 إيجاد قيمة مجموع مربعات ص = مجـ ص

$$7777 = 0.0777 = 0.0777 = 0.0777 = 0.07777 = 0.07777$$

$$= 1, ... - 3/\Lambda PAY, \times F3 = 1, ... - 6/77, F7$$

$$V -$$
إيجاد قيمة ص = أ + ب س

$$= 700 \Lambda \Gamma V$$
, $73 + 31 \Lambda P \Lambda V$, $\times m$

وكطريقة بديلة لاستنتاج معادلة الانحدار ، كان يمكن استخدام البيانات الخام ، ويتم استخلاص خط انحدار المتغير الواحد عن طريق المخرجات التالية :

مخرجات الانحدار

			1
	•		
•			
		•	.

الفصل السابع

الاختبارات اللامعلمية اختبار مربع كا جداول التجانس جدول ٢×٢ جدول ٢ اختبار الاشارة اختبار مان وتينى (يو) اختبار ولكوكسون اختبار كروسكال واليس

اختبار فريد مان للرتب

الفصل السابع

الأختبارات اللامعلمية

تعتمدالأختبارات الإحصائية اللامعلمية (المترية) على افتراض اعتدالية التوزيع وتجانس التباين . في حين أن الاختبارات الإحصائية اللامعلمية يشار إليها بالإحصائيات حرة التوزيع ؛ لأنه لايوجد افتراضات عن توزيع الدرجات .

والأختبارات الإحصائية اللامعلمية تعالج الدرجات من المستويات الرتبية .
ويمكن اعتبار ذلك ميزة محددة للاختبارات اللامعلمية عند معاملة الباحثين المتغيرات أو البيانات الفترية أيضاً ، والتي يمكن أن تتفق أكثر مع الافتراضات اللامعلمية . مثل أنواع الاستجابات الخاصة بجميع أنواع الاستفتاءات والأدوات المقدرة للسلوك التأثيري المتعدد ، والبيانات التي تجمع من البحث الكمى ، والتي غالباً ما تعتمد على ترقيم الحالات والتي يمكن تحليلها باستخدام الإحصائيات اللامعلمية .

والاختبارات الإحصائية اللامعلمية هي أقل قوة لكشف الفرض الصفرى غير الحقيقي ، وإذا اتفقت الافتراضات الأساسية للاختبار المعملي ، فإن الوسيلة الإحصائية اللامعلمية تفضل عادة لأنها أكثر فاعلية ، ومع ذلك عندما يعرف الباحث أن مجموعة البيانات لانتفق مع افتراضات الاعتدالية ، وتجانس التباين أو عندما تصبح النوع الوحيد في الدرجات عبارة عن رتب أو تكرارات ، ففي هذه الحالة ينبغي على الباحث إستخدام الأختبارات اللامعلمية ، والعديد من الطرق اللامعلمية متاحة ، وسوف يذكر المؤلف هنا الأختبارات اللامعلمية الأكثر استخداماً.

أختبار مربع كا:

إن الفكرة الأساسية التي يقوم عليها هذا الأسلوب الإحصائي وهو كالآ مصاغة على أساس الفرض الصفرى ، وهي أن التكرار الملاحظ في الفئة أو الفئات موضع الدراسة يختلف عن التكرار المتوقع أو الفرض اختلافاً يرجع إلى الصدفة . وتتحدد التكرارات المتوقعة في ضوء أي تعريف للفرض الصفرى مثلاً في مشكلة

تنقسم فيها الحالات إلى فئتين . وقد يقرر الباحث على أساس معين أن التكرار في كل فئة ينبغى أن يكون بنسبة \ إلى ٢ أو ١ إلى ٣ والخطوة التي تلى هذا هي حساب مربع كا بواسطة المعادلة التالية ،

مثال: هناك مدرب يدعى أنه يستطيع التمييز بين اللاعب ذي اللياقة البدنية المعالية ، واللاعب ذي اللياقة البدنية المنخفضة من مجرد مشاهدتهم في الملعب . فقد كان حكمه صحيحاً على ثمانية لاعبين ، وحكمه خطأ على لاعبين . والسؤال ما احتمال أن يجىء هذا الحكم نتيجة للصدفة ؟ وهل يستطيع هذا المدرب حقيقة أن يمييز بين هاتين الفئتين من اللاعبين؟ إذا سلمنا بأن التكرار المتوقع هو خمسة .

$$\bullet \bullet \bullet \bot \bot \Upsilon = \frac{ \Upsilon (\circ - \Upsilon)}{\circ} + \frac{ \Upsilon (\circ - \Lambda)}{\circ} = \bot \Gamma, \Upsilon$$

ولكي نفسر معنى كا فمن الضروري استخدام الجداول الاحصائية فنجد أن قيمة كا الجدولية = ٣,٨٤ عند درجة حرية (١) ومستوى دلالة (٥٪) لذا نجد أن قيمة كا المحسوبة ، وبناء عليه يمكن القول بأن هذه الأحكام يمكن أن تحدث بالصدفة .

وهناك صورة أخرى لحساب كا عندما يكون هناك درجة حرية واحد ، فينبغى أن يدخل على المعادلة الأصلية في صورة [١] التعديل التالي :

حل المثال السابق بالصورة [٢]

$$\frac{{}^{Y}(Y, \circ -)}{\circ} + \frac{{}^{Y}(Y, \circ)}{\circ} = \frac{{}^{Y}(J, \circ - \circ - Y)}{\circ} + \frac{{}^{Y}(J, \circ - \circ - X)}{\circ} = Y$$

= 87, 1 + 83, 7 = 7.70 . وهذه النتيجة أيضاً قد ترجع إلى الصدفة. مثال (۲) :

في أحد البحوث الخاصة لمعرفة نسب اللياقة البدنية التي تؤدى إلى المستويات الرياضية العالية في مجتمع ما . ذا قام باحث بفحص ٤٠٠٠ لاعب فكانت النتائج كالتالى:

التكرارات المشاهدة	المستويات الرياضية
٩	المستوى الأول
v	المستوى الثانى
٦.,	السترى الثالث
11	المستوى الرابع
٧٠٠	المستوى الشامس
¥	المجموع

فإذا كان من المعروف أن نسب اللياقة البدنية بالترتيب الآتى : ٢٠٪، ١٥٪، ١٠٪، ٢٠٪

الحل:

1 - نحسب التكرارات المتوقعة كالآتى:

جىول (١-٧)

التكرارات المشاهده	التكرارات المشاهدة	المستويات الرياضية
A = Y. × E	9	المستوى الأول
7 = 10 × E	٧	المستوى الثائي
£ = 1	٦	المستوى الثالث
17 <u>Y.</u> × £	13	المستوى الرابع
1 = Yo × E	٧	المستوى الخامس
£	٤٠٠٠	المجموع

٢ - نحسب قيمة كا٢ من المعادلة في صورة [١ / ٧]

$$+\frac{Y(1-y)^{2}}{1-y} + \frac{Y(1-y)^{2}}{y} + \frac{Y(1-y)$$

777.1 + 10.1 + 10.1 + 10.1 + 10.1 + 10.1 = 10.0

- ٤ بما أن قيمة كا المحسوبة أكبر من قيمة كا الجدولية .
 - الفروق معنوية أي نفرض الفرض الصفري .

جداول التجانس

نحتاج في كثير من البحوث والدراسات إلى نصنيف البيانات حسب عوامل معينة كما نحدد مقدار العامل في كل مرة ، مثلا دراسة مستوى القلق (مرتفع/منخفض) وعلاقته بالنوعية (ذكر/أنثى) . ولتوضيح فكرة دراسة العلاقة بين عاملين أو أكثر ، أو مايشار إليه أحياناً بموضوع ارتباط العوامل أو قياس الاستقلال بين العوامل .

مثال :

إذا أخذنا عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ طالب وطالبة ، وكان مستوى القلق مرتفعاً ومنخفضاً من خلال بيانات الجدول التالي (٢-٧):

جبول (۲-۲) جبول القلق مرتفع منخفض القلق مرتفع منخفض النوع النوع النوع المنفض المالية المالية

الحل:

١ - تجهيز البيانات من خلال الجدول التالي (٣ -٧):

جنول (٣ -٧)

المجموع	منخفض	مرتفع	القىق النوع
0.0	10	٤.	طالب
٤٥	١.	٣٥	تباله
١	۲٥	٧a	المجموع

- ٢ احتمال أن يكون الشخص طالباً = ____ ٥٥ __ وهو مجموع تكراري
 الصف الأول على مجموع التكرارات ،
- ٣ احتمال أن يكون الشخص مرتفع القلق يومو مجموع تكراري العمود الأول على مجموع التكرارات .
- ٤ احتمال أن يكون الشخص طالبة = ...
 الصف الثاني على مجموع التكرارات.
 - ه احتمال أن يكون الشخص منخفض القلق = ٢٠٠

$$\Upsilon$$
 – القيم المتوقعة = $\frac{80 \times 60}{1.0}$ = 60×10

٧ - ثلث تكد يجمع التكرار المشاهد والتكرار المتوقع حيث إن الاثنين يتساويان،

$$1 + \frac{1}{1}$$
 المثناهد = $\frac{1}{1}$ + $\frac{$

$$\frac{Y(TT, Yo - Yo)}{YT, Yo} + \frac{Y(1T, Yo - 1c)}{YT, Yo} + \frac{Y(1T, Yo - 1c)}{YT, Yo} = Y!S : -A$$

$$= 3 \cdot , + 11 \cdot , + o \cdot , + 31 \cdot , = 3T,$$

$$Y(11, Yo - 1c)$$

$$٩ - درجة الحرية = ٤ - ١ = ٣$$

 V, Λ = قيمة كا الجدولية عند مستوى V, Λ = V, Λ

١١ - .: نرفض الفرض الصنفري .

مثَّالُ أَخْرٍ:

أوجد قيمة كا بالطريقة العامة للجدول التكراري ن × ن م

المجموع	أرفض جداً	أرفض نوعاً ما	لا أدرى	موافق توعاً ما	مرافق جدا	،البيان
<i>\(\lambda \)</i>	٥	۸۲	14	۲۷	g	ذكور
۲٥	0	۲,	٨	١٧	٣	إناث
121	٧.	£Α	71	٥٤	٨	المجموع

الحل :

١ - عمل الجدول التالي :

المجموع	أرقض	لا أدرى	مورفق	البيان
٨٨	٣٣	17	2.4	دْكور
70	40	٨	٧.	إناث
181	٥٨	۲۱	77	المجموع

التكرار المتوقع لإناث موافق =
$$-\frac{70 \times 77}{181}$$
 = -77 77 التكرار المتوقع لإناث لا أدرى = $-\frac{70 \times 71}{181}$ = -70×7 التكرار المتوقع لإناث أرفض = $-\frac{70 \times 60}{181}$ = -70×60

$$\frac{Y(\Upsilon T, \Upsilon Y, - \Upsilon Y, - \Upsilon Y)}{YT, \Upsilon Y} + \frac{Y(\Upsilon T, \Upsilon Y, - \Upsilon Y)}{YT, \Upsilon Y} + \frac{Y(\Upsilon T, \Upsilon Y, - \Upsilon Y)}{TX, \Upsilon Y} - Y \leq -\Upsilon$$

$$\frac{Y(\Upsilon T, \Upsilon Y, - \Upsilon$$

$$1, o = \frac{{}^{Y}(Y, \Lambda - Y \circ)}{Y, \Lambda} + \frac{{}^{Y}(Y, \Lambda - \Lambda)}{Y, \Lambda + \frac{Y}{Y, \Lambda}} + \frac{{}^{Y}(TT, Y - TT)}{TT, Y}$$

$$3 -$$
درجة العرية $= 1 - 1 = 0$

$$10, .9 = 7.01$$
 م – قيمة كا الجدولية عند درجة حرية ه ومستوى $11, .00 = 11, .00$

٦ - ترفض الفرض الصفري -

حبول ۲ × ۲ :

إذا كان لدينا مجموعتان منقسمتان بالنسبة لخاصيتين معينتين ، فإنه يمكن تكوين جدول مكون من أربع خلايا (صفين وعمودين) . وتمثل الصفوف إحدى الخاصيتين ، تمثل الأعمدة الخاصية الأخرى . وفي هذه الحالة يمكن استخدام المعادلة السابقة لاستخراج كالله . إلا أنه توجد معادلة أخرى يمكن استخدامها في هذه الحالة ، تتضع من الجدول الآتي (٢٣ -٣) :

جدول (٤ -٧)

المجموع			لبيان	J
	. 4	نعم		
أ + ب	ب	اً	نعم	الخاصير
جـ+ ګ	٦	÷	Ŋ	
ن	ب+د	أ + جـ	جموع	П

ويمكن استخدام هذه للعادلة

$$\frac{(i \, \iota - \psi \, \Leftarrow)^{\Upsilon} \dot{\upsilon}}{(i + \psi) \, (+ \dot{ } + \iota) \, (i + \dot{ } + \iota)}$$

ومن المعلوم أن درجات الحرية هنا = (٢ – ١) (٢ – ١) = ١ مثال:

نفرض أننا نريد إيجاد العلاقة بين القوة والسرعة ، ولذا قد قمنا يتطبيق الأختبار على عينة من ١٠٠٠ لاعب ، وقد وجد ٣٠٠ لاعب متميز بالقوة و٢٠٠٠ لاعب يتميز بالسرعة ، وقد أمكن وضعهم في التقسيم بالجدول (٥-٧)

جدول (ه −۷)

المجموع		القوة	الحاصية الأولى	
	¥	نعم	يا	الخاصية الثا
Y	71. Y	٤٩.	نعم	المرو
٣	9.	٤٩٠ ٢٠.	Y	:2
١	٣	٧	ڄموع	71

الحل:

١ - نحسب القيم المتوقعة لكل خلية كما هي مدونة في الجدول (٥ - ٧) ،
 ونطبق المعادلة

$$\frac{1 \cdots \times {}^{Y}(Y \cdots \times Y \cdots) - (1 \cdots \times 0 \cdots)}{Y \cdots \times Y \cdots \times Y \cdots} = {}^{Y} \boxtimes - Y$$

$$= \frac{1 \cdots \times (1 \cdots)}{1 \cdots \times 1 \cdots \times$$

حل أخر:

١ – تستخدم المعادلة :

$$=\frac{Y(4\cdot-1\cdot\cdot)}{4\cdot}+\frac{Y(4\cdot-4\cdot\cdot)}{4\cdot}+\frac{Y(4\cdot-4\cdot\cdot)}{4\cdot}+\frac{Y(4\cdot-4\cdot\cdot)}{4\cdot}+\frac{Y(4\cdot-4\cdot\cdot)}{6\cdot}=Y[\xi-Y]$$

$$Y, YV = 1, 11 + ... + ... =$$

وهى النتيجة السابقة نفسها.

و به قيمة كا الجدولية عند درجة حرية ١ ومستوى معنوية ١٠,

7,750 =

و ∵ قيمة كا المحسوبة أقل من الجدولية .

هذا دليل على عدم وجود علاقة بين القوة والسرعة .

هناك طريقة مختصرة لحساب كا^٢ للجدول التكراري ٢ × ٢، وتعتمد الطريقة المختصرة لحساب كا^٢ على علاقتها بمعامل ارتباط فاي ، وهي كما يلي :

کا^۲ = ڦا*ي*۲ × ن

الحل:

١ - حساب قيمة فاي من خلال الجدول التالي :

. ۷۲	۳۷	70
٤A	٣٤	١٤
14.	۷١	٤٩

$$\frac{110^{-19.}}{7574.54} = \frac{(15 \times 77) - (75 \times 70)}{(15 \times 77) - (75 \times 70)} = \frac{10^{-19.}}{(15 \times 77) - (15 \times$$

 $P' = P', \times P' = Y'$

3 - 3 = 3 = 1 - 1 = 1 = 1 = 1 = 1 = 1 = 1 ومستوى 1 - 1 = 1

أختبار الإشارة

هناك بعض أدوات البحث ، مثل : الاستبيانات ، الاستفتاءات ، استطلاع الرأى ، والذى يعتمد المفحوص فى الاستجابة على صورة زوج من القرارات مثل نعم ، لا – صح ، خطأ إلى غير ذلك : ولقحص وجود اختلاف بين الاستجابتين يستخدم اختبار الاشارة الذى يمكن اعتباره أسلوباً جيداً لقحص نوج من القرارات ، ويمكن نوضح ذلك بالمثال التالى :

مثال :

في برنامج ترويحي رياضي ، أراد باحث معرفة ما إذا كان له تغتير على الرضا المهنى لاثنى عشر موظفا ، وكان الرضا المهنى قبل البرنامج وبعده بتمثل في البيانات بالجدول (٦ -٧) .

جدول (۲ - ۷)

الإشارة	بعد البرنامج	قبل البرنامج	اسم الموظف
+	۲λ	۷٥	أحمد
 +	٨٠	٧٢	على
+	VV	٦٥	سعيد
_	٦٥	77	محمد
+	٧٧	٦٧	مصطفى
+	٧٦	٧٤	محمود
_	٧٥	VV	ميد
+	٨٠	٧٥	خلیل
+	۸۳	٧٦	سمير
+	٧٥	٧٤	أسامه
-	٧٤	٧٧	مىبرى
•	YY	YY	مختار

الحل:

- ١ نضع إشارة (+) إذا زاد الرضا المهنى بعد البرنامج ،
- ٢ نضع إشارة (-) إذا قل الرضا المهنى بعد البرنامج .
- ٣ نضع إشارة (٠) إذا تساوى الرضا المهنى قبل البرنامج ويعد البرنامج.
 - ٤ نستبعد القراءة الثانية عشر : نتعامل مع إحدى عشرة قراءة فقط .
 - ه متوسط توزيع ذي الحدين هو ن ح وانحرافه المعياري

مو
$$\sqrt{i - (1 - 2)}$$
 فإن الوسط = $\frac{1}{Y} \times 11 = 0.0$

والانحراف المعيارى
$$= \sqrt{1 \times \frac{1}{7} \times \frac{1}{7}}$$

٦ - معرفة إمكانية الحصول على ثمانى قيم ، أو أكثر من ثمانى قيم
 موجبة (+) بالصدفة فقط .

٧ - حسباب الحد الأدنى الفعلى للرقم ٨ ، ويكون ٥,٥ ، وتكون القعيمة المعيارية (أو الإحصائية) ص المحسوبة كالتالى :

$$1, Y \cdot = \frac{Y}{1, 77} = \frac{0, 0 - V, 0}{1, 77} = \infty$$

٨ - الكشف .

اختبار مان وتيني (يو) Mann Whitney

. يستخدم اختبار مان وتينى (يو) عند الرغبة في معرفة الفرق بين عبينتين مختارتين ومستقلتين عن بعضهما ، ويعتبر أختبار يو البدليل الآخر لاختبار « ت في حالة عدم معرفة التوزيع الاحتمالي الذي تتبعه الظاهرة المطلوب دراستها ، مثال :

أراد باحث معرفة ما إذا كان هذاك فرق بين مستوى القلق بين الطلبة والطالبات لكلية التربية الرياضية ؛ ولذا أخذت عينة من (١١) طالبة وأخرى (١٠) طلاب ، وتم تسجيل البيانات التالية لهم :

جدول (٧ -٧)

لبة	طــــا		لب	طـــاه	
الرتبة	القلق	٦	الرتبة	القلق،	٦
۲۱	A	١	٨	۲.	1
٧.	۸,٥	۲	٧	۲۰,0	۲
۱۹	٧.	٣	٥	۲۱,۵	٣
1.4	10,0	٤	٦	71	٤
٩	19,0	٥	١	40	٥
٧-	۱۹	٦	٤ .	44	\
11	١٨	٧	٣	۲۷,0	٧
14	۵,۷۱	٨	۲	٣.	٨
۱۳	17	٩	١٤	۵٫۵	٩
17	۵,3۲	1.	10	۱۵	1-
17	18	11			

ولأن المنحنى التكراري للقلق بصفة عامة ملتو (غير متماثل حول المتوسط) فالقراءات الناتجة لايتوقع أن تتبع التوزيع الطبيعى وبالتالى نستخدم اختبار (يو) غير المعملى لمثل هذه الحالات ، نجد الرتبة المناظرة لكل قراءة من بين ٢١ قراءة مجتمعة ، كما هو موضح في الجدول ، وبالطريقة نفسها التي حددنا فيها الرتب عند حساب معامل إرتباط الرتب لسبيرمان ، والهدف من هذا الإجراء هو معرفة ما إذا كانت إحدى مجموعات الرتب تقل بصورة ملموسة عن المجموعة الأخرى ،

الحل :

١ - إيجاد البيانات التالية :

عدد الطلبة

عدد الطالبات

مجموع رتب الطلبة مجدر، ٢ - إيجاد مقدار (يو) بالقانون التالي :

$$y_{ij} = \frac{(i + 1)}{\tau} + \frac{(i + 1)}{\tau}$$

٣ - التعويض عن قيم المقدارين ن، ن، ومجر ر، نجد أن:

$$30 - \frac{11 \times 1}{4} + 11 \times 1 = 0$$

1.. = 70 - 00 + 11. =

٤ - إيجاد القيمة الإحصائية ص المناظرة للمقداريو من العلاقة التالية :

وحيث إن قيمة ص من جدول التوزيع الطبيعي في حالة أن:

٦ - يجب ألا يستخدم أختبار (يو) في حالة أن حجم أي من العينتين أقل من
 ٩ قراءات .

أختبار ولكوكسون Wilcoxon

يستخدم اختبار ولكوكسون لاختبار ما إذا كان يوجد فرق بين مجموعتين مرتبطتين أم لا ؛ أي إن العينة من مجمع واحد وقد تكون مجموعة ضابطة وأخرى تجريبية ؛ وذلك لمعرفة الفرق بينهما قبل وبعد إدخال المتغير التجريبي .

مثال :

أراد أحد الباحثين تعرف كل من الثواب والعقاب في تعلم رياضة المبارزة بسلاح الشيش على طلاب الصف الثاني بكلية التربية الرياضية ، على عينة قوامها (٢٠) طالباً وكانت بياناتهم كالتالى :

ىدول (٨ −٧)

٧.	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٣	١	البيان
91	۸٩	٨٤	۸Y	۸۳	٧٤	7.	vi	٨٥	٦٥	درجات الطلاب لمجموعة الثراب (س)
٨١	٧٢	4.	۹.	Αo	V£	٨٨	٨٠	۹.	11	درجات الطلاب لجموعة العقاب (س))
١. +	٧+	7-	٣-	۲ –	حىقر	۲ –	٤ –	o –	١ –	الفرق بين (س، – س،،)
۸.	٧	٦	٣	۲	-	٧	٤	0	١	القيمة المطلقة للفرق
٩	۸ :	٧	٤	۲,٥	-	۲,٥	٥	7	١	رثبة الفرق

الحل:

- V = 1 استخراج البيانات بالجدول (V = V)
- ٢ -- استبعاد الحالة رقم (٥) لعدم وجود فروق بين الثواب والعقاب.
 - ٣ إيجاد الفرق بين قيم س، وقيم س، .
 - ٤ إيجاد القيمة المطلقة للفرق.
- ه إيجاد رتبة الفرق ويحسب ذلك كما سبق دراسته في معامل ارتباط الرتب لسبيرمان .
- ٦ حساب مجموع الرتب للفروق الموجبة أو السالبة ويجب أختبار دائماً
 الإشارة الأقل تكراراً
- ٧ نجد في المثال الحالى نأخذ الإشارة الموجبة (+) حيث تتكرر مرتين فقط،
 وفي ذلك نجد أن قيمة إحصائية ولكوكسون وهي :
 - $0 = 0 + \Lambda = 10$ و 0 = 0 الرتب الناتجة من رقمى 0 = 0
 - ٨ الكشف عن قيمة (و) من جدول ولكوكسون
 - لدرجة حرية $\dot{u} = 1 1 = 1 = 1$ وتحت مستوى
 - ٥٠, = والمال
- ٩ نلاحظ منا أن (و) الجدولية < (و) المحسوبة ، وبالتالى فإننا نقبل الفرضية الأولية (وهي أن قراءات كل من الثواب والعقاب لهما التوزيع نفسه).
- ١٠ نلاحظ أيضاً أنه على عكس الاختبارات الاخرى ، فإننا نرفض الفرضية الأولية في اختبار والكوكسون فقط إذا كانت قيمة (و) المحسوبة أقل أو تساوى قيمة (و) الناتجة من الجدول .
- ۱۱ نلاحظ كذلك أن جدول ولكوكسون يعطى القراءات من ٦ إلى ٢٥ زوجاً من القراءات من ٦ إلى ٢٥ زوجاً من القراءات ، أما عندما يكون لدينا أكثر من ٢٥ زوجاً من القراءات فإننا نستخدم التقريب التالى للقيمة (و) ، ويمكن مقارنتها باستخدام جدول التوزيع الطبيعى المعيارى حيث الإحصائية ص في هذه الحالة هي :

$$\frac{(i+1)}{2}$$
 میں = $\frac{(i+1)(i+1)}{(i+1)(i+1)}$

حيث إن ن عدد الفروق غير الصفرية .

وبذلك نقارن قيمة ص المحسوبة مع ص = $\frac{1}{2}$ ١,٩٦ المستوى معنوبة ٥,٠٠ أ و ص $\frac{1}{2}$ – ٢,٥٨ لمستوى معنوبة ٥,٠٠ أ

اختبار كروسكال واليس (Kruskal - Wailis)

يستخدم هذا الاختبار لأكثر من مجموعتين ، ولكن عن طريق الرتب ، وهذا النوع من الأختبارات يشبه إلى حد كبير تحليل التباين في اتجاه واحد للبيانات الرتبية .

مثال :

أراد باحث معرفة دلالة الفروق بين ثلاث مجموعات من طلبة كلية الأداب قسم علم النفس في مفهوم الذات ، وقد تم تسجيل البيانات التالية من نتيجة الاختبار .

المجموعة الأولى : ٥ - ٩ - ١٣ - ١٨ - ٢٤ - ٢١ - ٣٦ - ٣٨ .

المجموعة الثانية: ٥ - ٦ - ٩ - ٢٠ - ٢١ - ٢٢ .

المجموعة الثالثة : ٢٤ - ٤٠ - ٨٤ - ٤٩ - ٤٩ - ٢٥ - ٥٥ - ٥٦ - ٨٥ . الحل :

- ١ ترتيب جمع البيانات في جميع المجموعات ترتيباً تصاعدياً،
- ٢ استخراج مجموع الرتب (ب) لكل مجموعة من مجموعات البحث البالغ
 عددها (ك) .
- ۲ إذا كان متوسط مجموع الرتب (م ب) = متوسط رتب المجموعات ، ومستويا أيضاً لمتوسط رتب المفحوصين الذي يساوي (ن+ 1)
 ... يكون الفرض الصفري صحيحاً .

٤ - الاختبار المستخدم في هذه الطريقة يسمى (هـ)

ه - يتم حساب هـ كالتالي :

$$(1+i) Y - (\frac{\psi^{\gamma} U}{UU}) - Y (U+i) = -a$$

٦ - تستخدم المعادلة التالية في حالة وجود قيم متساوية كثيرة لتصحيح أثر
 الرتب المتساوية .

$$\frac{(1+i) Y - (\frac{d^{Y} U}{i U}) - x \times \frac{1Y}{(1+i)i}}{\frac{d^{Y} U}{i U}} = \underline{A}$$

٧ - نقوم بترتيب أفراد عينة البحث (ن = ٢٣) وذلك كالتالى :

المجمرعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى	مسلسال
1-,0	١,٥	١,٥	١
١٦	٣	۵,۵	۲
17	۵, ٤	١ ،	٣
۱۸,٥	٨	٧	٤
۱۸,٥	٩	1.,0	o
٧٠	۱٤	14	٦
41		17	ν
44		10	٨
77	j		٩

٩ - حساب مجموع القيم المتساوية نجدها = ٤

$$1 - 2 = 7 - 7 = 7$$
.

١١ - مجه ط (أي مجموع الرتب المتساوية في المجوعات الست

- 1.x [17 _

ن. يمكن حساب القيمة (هـ) كمايلى :

$$\frac{(1+YT)T-(\frac{Y_{177,0}}{q}+\frac{Y_{2}}{T}+\frac{Y_{70,0}}{q})\times\frac{17}{(1+YT)TT}}{(YT-\frac{Y}{T}-1)}$$

18, M =

۱۲ – بالكشف عن دلالة قيمة هـ وذلك بإستخدام جدول القيم الحرجة لقيمة 7 كـ 7 عند درجة حرية ن 7 - 7 - 7 - 7 نجد إنها دالة عند مستوى 7 معنى ذلك رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البدليل ،

Friedman Test

أختبار فريدمان لأرتب

يستخدم هذا الأختبار لمعرفة دلالة الفروق بين رتب أكثر من مجموعتين مرتبطتين ، وهو يشبه في ذلك تحليل التباين في إتجاهين ، ويستخدم في ذلك البيانات الرتبية بدلاً من بيانات النسبية أو المسافة . وفي هذه الحالة تكون البيانات عبارة عن ترتيب العينة في عدد من الشروط التجريبية المختلفة ،

مثال :

أراد باحث دراسة ظاهرة معينة من خلال أربع طرق تجريبية ، وذلك من خلال البيانات في الجدول (١٠ - ٧)

المتغيرات التجريبية							2511	
١		÷		,	۲		أ	العيثة
الترتيب	الدرجة	أعرتيب	الدرجة	الترتيب	الدرجة	الترتيب	الدرجة	
١	٤	٤	11	۲	Υ	Y	٦	١
\ \	٩	٤.	17	7	11	۲	١.	۲
١	٨	٤	17	٣	10	۲	٩	٣
١	١٢	٣	17	۲	١٤	٤	1.4	٤
۲	٨	٤	٩	۲	۲	١	٤	٥
۲	٥	٤	٧	٣	٦	١	٣	٦
٤	- 77	٣	٩	۲	λ	١	٤	٧
٤	- 11	٣	١.	۲	٩	,	٧	٨

الحل:

١ - ترتيب للفحوصين تصاعدياً من خلال الصفوف ، وليست الأعمدة ، أى
 كل مفحوص في المتغيرات التجريبية الأربعة .

٢ - الجدول (١٠ - ٧) تحسب قيمة (س) على النحو التالى :

$$'(\psi_{1} - \psi_{1}) = \lambda \psi_{1}$$

حيث أن ب, = مجموع الرتب في كل عمود يدل على شروط أو معالجة ،

٣ – إستخدام المعادلة التالية :

9,20 =

r = 1 - 2 = 1 - 2 = 1 - 3 = 1ه - درجة الحرية = ك

٦ - الكشف عن هذه القيمة في جدول القيم الحرجة لقيم كا٢ ، نجد أنها دالة
 عند مستوى ٠٢ ،

٧ - يمكن رفض الفرض الصفرى في حالة قبول الباحث هذه الدلالة ،
 ويمكن قبوله إذا كان لايقبل هذه الدلالة ،

مصادرالكتاب

السيد محمد خيرى (١٩٦٣) الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والتربوية والاجتماعية ، الطبعة الثالثة ، القاهرة : مطبعة دار التألف.

رم ربة الغربوي ، القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية.

معلاح الدين محمود علام (١٩٩٣) الأساليب الإحصائية الاستدلالية البارامترية واللابارامترية في تحليل بيانات البحوث النفسية واللابارامترية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية ، القاهرة : دار الفكر العربي ،

فراد البهي السيد (١٩٧٩) علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري . الطبعة الثالثة ، القاهرة : دار الفكر العربي .

مـــــمطقى زيدان (١٩٨٩) الإحصاء ووصف البيانات ، الطبعة الثانية ، الطبعة الثانية ، الطبعة الثانية ، القاهرة ؛ مطبعة خاصة،

مصطفى حسين باهى (١٩٩٩) الإحصاء التطبيقى فى مجال البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية القاهرة : مركز الكتاب للنشر

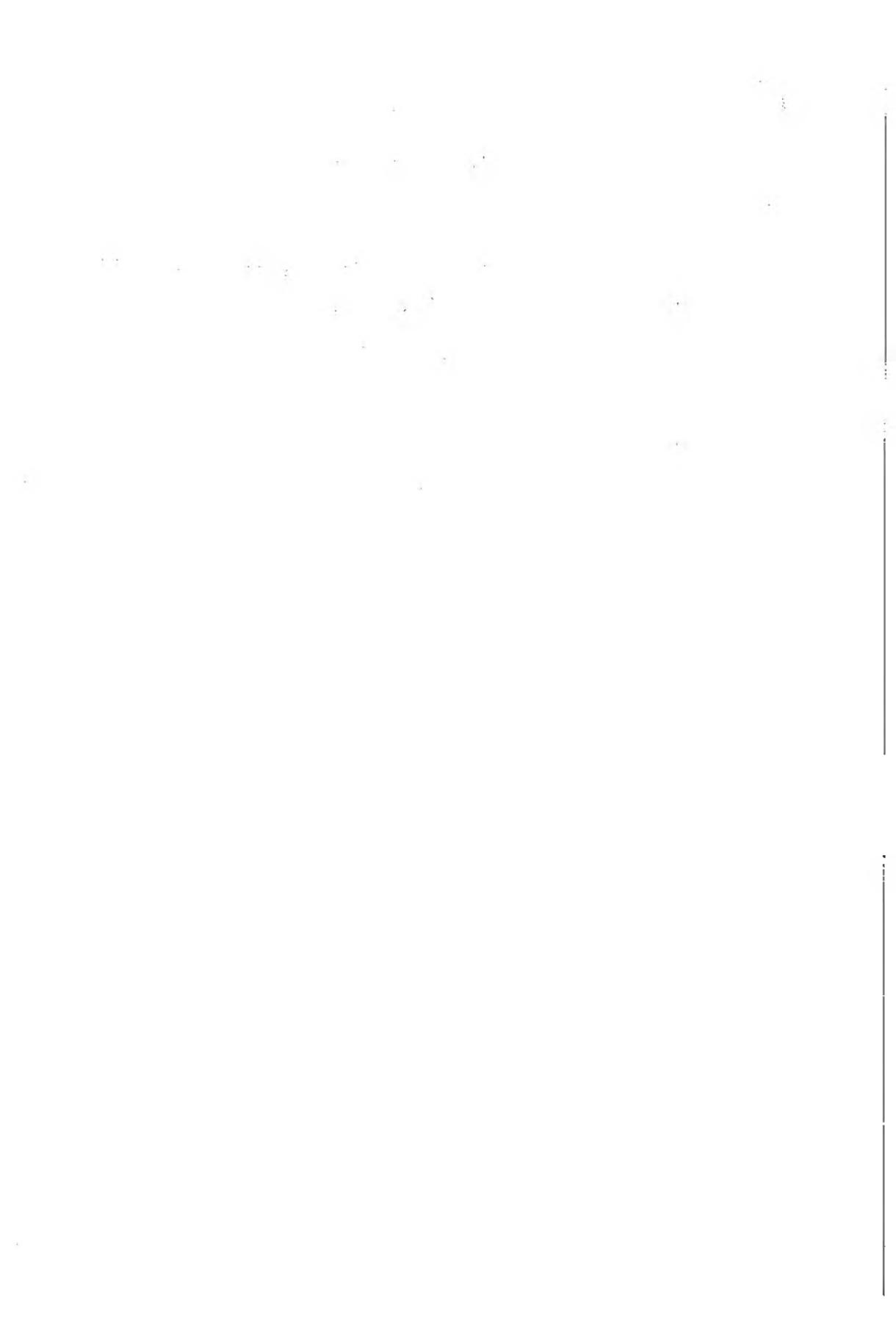
يحيى حامد هندام ، أساسيات الإحصاء في البحوث الاجتماعية والطبية . محمد الشبراوي على القاهرة : مكتبة النصر الحديثة

محتويات الكتاب

الصفحة	الموشنوع
	مقدمة
11	الف مسل الأول: متغيرات ومستويات القياس
٣.	استتخدامات معاملات الارتباط
08 77	الفصمل الثاني: الارتباط بين متغيرين كميين
۲۸	معامل ارتباط بيرسون
08 - 89	معامل ارتباط إيرس
77 - 00	الفصمل الثاث: الارتباط بين متغيرين ترتيبين
٥٧	معامل ارتباط سبيرمان
3.5	معامل ارتباط جاما
ه٦	معامل ارتباط كندال
VF - 1P	الف صل الرابع: الارتباط بين متغيرين اسميين
٦٩	معامل ارتباط كرامير
٧١	معامل ارتباط لامدا
٧٢	معامل الارتباط الرباعي
۷٩	الفصل المامس: معامل الارتباط الجزئي
۸۲	معامل الارتباط الثنائي
ΓΛ	معامل الارتباط المتعدد
۸۹	معامل التوافق
٩.	معامل الاقتران (الارتباط بين الصنفات)
ه۹ – ه.	الفيصل السيايس: الاتحدار
1.1	التحليل المنطقي للانحدار

محتويات الكتاب

الصفحة		الموضوع
17 1.7	الاختبارات اللامعلمية	القصصل السصابع :
1-4	اختبار مربع كا	
115	جداول التجانس	
T/1	جدول ۲ × ۲	
119	اختبار الاشارة	
171	اختبار مان وتيني (يو)	
371	اختبار ولكوكسون	
177	اختبار كروسكال واليس	
177	اختبار فريدمان للربت	
۱۳۱		مسمسادر الكتشاب



رقم الإيداع : بدار الكتب ١٥١٩٢٠ لسنة ٢٠٠١

الترقيم الدولى: 1-1861-977-957 I.S.B.N



۲٤١ (١) ش الجيش – ميدان الجيش ت ٤٠١ ه ٩٢٥ / القامرة

هذا الكتاب

يعد هذا الكتاب في معاملات الارتباط والمقابيس اللامعلمية الذي يقدمه المؤلفان إلى الطلاب الدارسين لمادة الإحصاء وكذا طلاب الدراسات العليا وإلى كل المهتمين بدراسة العلاقات بين المتغيرات سواء معلمية أو لامعلمية والخاصة بجميع مستويات القياس.

وهذا السكتاب هو خلاصة اطلاع وبحث وخبرة المؤلفان في تدريس الإحصاء لمرحلتي البكالوريوس والدراسات المعليا في بعض الجامعات المصرية وكذا الإشراف على وحدة الإحصاء بمركز الحاسب الآلي بجامعتي المنيا وحلوان.

وهذا الكتاب مرجع علمي لطرق استخدام معاملات الارتباط في البحوث العلمية كما يقدم طرق إحصائي ـــة أخرى لاغنى عنها في مجال الدراسة والبحث.

وهذا الكتاب يتضمن المفاهيم الأساسية لمعاملات الارتباط وأنسب أسلوب لكل نوع من البيانات المراد معالجتها وتفسيرها مع تقديم مثال تطبيقي ليكون مرشد للباحثين .

وهذا الكتاب بجمع كل التطبيقات العملية المناسبة لهدف وفروض البحث لمحاولة حل هذه المشكلات البحثية.

و الله الموفق مكتبة الأنجلو المصرية